

TEKNILLINEN KORKEAKOULU
Elektroniikan, tietoliikenteen ja automaation tiedekunta

Marko Kanto

TILASTOLLISTEN MENETELMIEN SOVELTAMINEN
INTEGROIDUN PIIRIN KARAKTERISOINNISSA

Diplomityö, joka on jätetty opinnäytteenä tarkastettavaksi
diplomi-insinöörin tutkintoa varten Espoossa 27.10.2009

Työn valvoja: Professori Erkki Ikonen

Tekijä:	Marko Kanto		
Otsikko:	Tilastollisten menetelmien soveltaminen integroidun piirin karakterisoinnissa.		
Päivämäärä:	27. lokakuuta 2009	Sivumäärä:	93
Osasto:	Sähkö- ja Tietoliikennetekniikan osasto		
Professuuri:	S-108, Mittaustekniikka		
Valvoja:	Professori Erkki Ikonen		
<p>Integroidun piirin karakterisoinnilla on hyvin tärkeä merkitys piirin kehityskaassa kohti valmista tuotetta. Karakterisointimittauksilla saadaan nopeasti tietoa piirin toiminnasta, mitä voidaan käyttää tuotekehityksen apuna. Karakterisointi on yleensä simulointeihin verrattuna merkittävästi nopeampi, tehokkaampi ja halvempi menetelmä toteuttaa integroitu piiri, joka täyttää sille etukäteen määrätyn vaatimusmäärittelyn.</p> <p>Tämä diplomityö on syntynyt VTI Technologies Oy:n tarpeesta saada tuotekehityksen aikaista mittaustietoa tuotekehityksen kohteena olevista integroiduista piireistä. Samalla syntyi analyyttinen menetelmäkokoelma karakterisoinnin tulosten analyysille, joiden avulla voidaan saavuttaa tilastollisesti merkitseviä tuloksia. Työ painottaa vahvasti oikean tilastollisen käsittelyn tärkeyttä karakterisoinnissa. Ero tilastollisesti merkitsevän ja epäonnistuneen kokeen välillä voi olla hyvin pieni.</p> <p>Karakterisoinnin tilastollinen analyysi perustuu yleisesti tunnettuihin tilastollisiin tuotannonohjauksen menetelmiin, mutta painottuu merkittävästi pienempien otoksien tutkimiseen. Pienten otosten analyysissä analysoijan valvettavuus korostuu, samoin ennakkokäsitysten merkitys tutkittavista ilmiöistä. Puhdas tilastollinen analyysi ei yleensä riitä, vaan tutkittavasta ilmiöstä täytyy olla etukäteisymmärrys, jotta erityispiirteet tulevat huomioitua.</p> <p>Menetelmiä kokeiltiin käytännössä VTI:n tuotekehityksen kohteena olleeseen integroituun piiriin ja osa soveltuvista tuloksista on esitetty tässä dokumentissa. Menetelmät osoittautuivat toimiviksi, mutta automaattisen analyysimenetelmän tarve tuli valtavan tietomäärän edessä ilmeiseksi. Tähän perustuen on tärkeää valita etukäteen mahdollisimman tehokkaat analyysimenetelmät ja riittävät, mutta ei liian suuret näytteet, jotta tiedon määrä pysyy hallittavissa.</p>			
Avainsanat:	Integroitu piiri, karakterisointi, ASIC, kiihtyvyyssanturi, Tilastolliset menetelmät		

Author:	Marko Kanto		
Name of the Thesis:	Statistical Methods in Integrated Circuit Characterisation		
Date:	27 th October 2009	Number of Pages:	93
Department:	Faculty of Electronics, Communications and Automation		
Professorship:	Professorship: S-108, Measurement Science and Technology		
Supervisor:	Professor Erkki Ikonen		
<p>Integrated circuit characterisation plays a very important role in the development of an integrated circuit towards the final product. Characterisation measurements provide instant information about the function of the circuit, which can be used for product development assistance. Compared to simulation, characterisation is usually significantly faster, more efficient and cheaper method to implement an integrated circuit which satisfies its specifications as defined in advance.</p> <p>This thesis is made to satisfy the need to obtain early information of the characteristics of the integrated circuit being developed in VTI Technologies Oy. Simultaneously a collection of analytical methods for analysis of characterisation results was developed. The methods can be used to achieve statistically significant results. This thesis emphasizes strongly the importance of correct statistical treatment of the results in characterisation. The difference between a statistically significant and failed test can be very small.</p> <p>The statistical analysis of characterisation is generally based on well-known statistical methods used in production control, but focuses on the analysis of significantly smaller samples than in production control. The analysis of small samples highlights the awareness of the analyst, as well as the preconception of the phenomenon being analyzed. Pure statistical analysis is usually insufficient. There must be a preconception of the phenomenon under study to take into account the special characteristics of small samples.</p> <p>Methods were tested in practice with an integrated circuit developed in VTI and some relevant results are presented in this document. The methods proved to be effective, but the need for an automated method of analysis was obvious in front of the huge amount of information. On this basis, it is important to choose the most effective methods of analysis in advance, and sufficient, but not too large samples, to keep the amount of information manageable.</p>			
Keywords:	Integrated Circuit, Characterisation, ASIC, Statistical Methods		

Alkusanat

Haluan esittää kiitokseni valvojalleni Professori Erkki Ikoselle korvaamattomista ohjeista ja neuvoista tämän loputtomalta tuntuneen työn loppuun saattamiseksi.

Nöyrin kiitos menee kuitenkin rakkaalle vaimolleni Marialle ja pojalleni Urholle. Ilman teidän kärsivällisyyttänne ja tukeanne tämä ei olisi ollut mahdollista.

Espoossa 27.10.2009

Marko Kanto

Sisältö

Alkusanat.....	iii
Kuvat.....	vi
Symbolit ja lyhenteet.....	ix
1 Johdanto.....	1
2 Karakterisoinnin näytteet.....	4
3 Näytteen normaalisuus.....	4
3.1 Normaalijakauma.....	5
3.2 Konvergenssin merkitys karakterisoinnissa.....	6
3.3 Normaalisuuden testausmenetelmiä.....	8
3.4 Student t-jakauma.....	10
3.5 χ^2 -jakauma.....	13
4 Näytteiden valinta.....	15
5 Näytteen estimointimenetelmät.....	20
5.1 Z-testi.....	21
5.2 t-testi.....	24
5.3 χ^2 -testaus.....	26
5.4 Varianssianalyysi.....	26
6 Näytteen koko.....	28
6.1 Testin erotuskyky sekä teho.....	29
6.2 Luottamusvälit.....	33
7 Mittausepävarmuuden arviointi.....	35
7.1 Standardiepävarmuus.....	36
7.2 Mittaustuloksen käsittely.....	37
8 Yhteenveto kappaleista 2-7.....	38
9 Karakterisoitava piiri.....	40
9.1 Piirin ominaisuudet.....	40
9.1.1 SPI-väylä.....	43
9.1.2 EEPROM.....	44
9.1.3 Testattavuus.....	44
9.1.4 Rekisterikartta.....	45
10 Mittauslaitteisto ja ohjelma.....	46
10.1 Tietokoneavusteinen mittaussysteemi.....	46
10.2 Karakterisoinnissa käytetty mittaustilteisto.....	47

10.2.1	Käyttöjänniteregulaattorit.....	53
10.2.2	Säädettävä virtalähde.....	54
10.3	Karakterisoinnissa käytetty mittausohjelma.....	55
11	Mittaustulokset.....	58
11.1	Näytteiden valinta ja näytekoon arviointi.....	58
11.2	Virrankulutus.....	59
11.2.1	Virrankulutuksen lämpötila- ja käyttöjänniteriippuvuus.....	63
11.3	Bandgap-jännitereferenssi.....	68
11.4	A/D-muuntimen resoluutio.....	76
11.5	Suorituskyky sisäisillä testikondensaattoreilla.....	79
11.6	Digitaaliset suodattimet.....	85
12	Pohdinta.....	88
	Viiteluettelo.....	91

Kuvat

Kuva 1.1: Riskien, aikataulun ja kustannusten välinen suhde.....	2
Kuva 1.2: Kiihtyvyyssanturin lohkokaavio. Vasemmanpuoleisena piianturi, jonka kapasitiivinen signaali muunnetaan analogialohkossa jännitteeksi. Jännitettä vahvistetaan ennenkuin se muunnetaan digitaalseksi. Digitaalinen kiihtyvyyssignaali alipäästösuodatetaan, jonka jälkeen se on valmis luettavaksi..	3
Kuva 3.1: Standardisoidun normaalijakauman verhoikäyrä.....	6
Kuva 3.2: Esimerkki histogrammista.....	8
Kuva 3.3: Student t-jakauma viidellä vapausasteella verrattuna normaalijakaumaan.....	12
Kuva 3.4: χ^2 -jakauman verhoikäyrä kolmella vapausasteella.....	14
Kuva 4.1: Yksinkertaistettu kaavio karakterisoinnin tilastollisista tasoista. Jokaisella tasolla on oma odotusarvonsa sekä varianssi, mutta tasot ovat toisistaan riippuvia. Karakterisoinnissa yritetään määrittää näitä parametreja tuotetasolta käsin. Näiden estimaattoreiden hyvyys huononee nopeasti siirryttäessä kauemmaksi kaavion keskustasta. Näytevalinnassa tulee huomioda tämä monikerroksellisuus valitsemalla näytteet ylimmältä mahdolliselta tasolta.....	16
Kuva 4.2: Keskiarvon vaihtelun vaikutus karakterisoinnin näytteeseen. Erässä/Kiekolla 1 keskiarvo on 0. Erässä/Kiekolla 2 keskiarvo on 5.....	18
Kuva 4.3: Varianssin vaihtelun vaikutus karakterisoinnin näytteeseen. Erän/Kiekon 2 hajonta on kaksinkertainen 1:seen verrattuna, mutta keskiarvo poikkeaa vain vähän.....	18
Kuva 5.1: Z-testin avulla ratkaistavissa oleva ongelma: Tuleeko näyte tunnetusta populaatiosta kun σ tunnetaan?.....	21
Kuva 5.2: Z-testin avulla ratkaistavissa oleva kahden näytteen erottamisongelma: Ovatko näytteet samasta populaatiosta vai eri populaatioista kun σ tunnetaan?.....	22
Kuva 5.3: t-testin avulla ratkaistavissa oleva ongelma: Tuleeko näyte tunnetusta populaatiosta kun σ ei tunneta?.....	24
Kuva 5.4: t-testin avulla ratkaistavissa oleva kahden näytteen erottamisongelma: Ovatko näytteet samasta populaatiosta vai eri populaatioista kun σ ei tunneta?.....	25
Kuva 6.1: Näyteköön arvioinnin riskit.....	30
Kuva 8.1: Esimerkki karakterisointivuosta.....	39
Kuva 9.1: IC014:n liitännät ulkomailmaan.....	41
Kuva 9.2: IC014 SCA800-tuotekotelossa. Piirin oikealla puolella on piianturi. Kontaktit anturilta ja kotelosta piirille on juotettu kultalangalla. Lopuksi kotelo on täytetty suoja-aineella.....	41
Kuva 9.3: IC014:n lohkokaavio.....	42

Kuva 9.4: Karakterisoitavan piirin SPI-väylä.....	43
Kuva 9.5: SPI formaatti ja siirtoprotokolla.....	44
Kuva 10.1: Karakterisointilaitteiston lohkokaavio.....	47
Kuva 10.2: IC014:n karakterisointilaitteiston rajapintalevy.....	49
Kuva 10.3: Karakterisointilaitteiston signaalien reititys.....	50
Kuva 10.4: Testikammio ja sen sisällä testikammiolevy VTI29347B0. Häiriöille herkäät signaalit siirrettiin testikammiolevyn ja rajapintalevyn välillä teflonkoaksiaalikaapeleissa.....	51
Kuva 10.5: IC014:n karakterisointiin käytetyn testikannat. Vasemmanpuoleinen on tarkoitettu SCA800 tuotekotelossa olevan piirin mittaamiseen (levyn keskellä). Oikeanpuoleinen on TQFP-48-kotelossa olevan piirin mittaamiseen (levyn alaosassa). TQFP-testikannassa on näkyvissä myös AS-signaalien puskurit (levyn yläosassa).....	51
Kuva 10.6: IC014:n karakterisointilaitteisto.....	52
Kuva 10.7: Karakterisointilaitteiston käyttöjänniteregulointi sekä käyttöjännitevirran mittaus.....	53
Kuva 10.8: Rajapintalevyllä oleva säädettävä virtalähde.....	55
Kuva 10.9: Karakterisointiohjelman sekvenssirakenne.....	56
Kuva 11.1: Analogiavirrankulutus normaalimoodissa lämpötilan funktiona kolmella käyttöjännitteellä.....	64
Kuva 11.2: Digitaalivirrankulutus normaalimoodissa lämpötilan funktiona kolmella käyttöjännitteellä.....	65
Kuva 11.3: Analogiavirrankulutus vähävirtaisessa moodissa lämpötilan funktiona kolmella käyttöjännitteellä.....	66
Kuva 11.4: Digitaalivirrankulutus vähävirtaisessa moodissa lämpötilan funktiona kolmella käyttöjännitteellä.....	67
Kuva 11.5: Subthreshold vuotovirta lämpötilan funktiona eri prosessin viivaleveyksillä [Far05].....	68
Kuva 11.6: Bandgap-säädön virheen suhde TO-puskurin virheeseen sekä säätökoodiin.....	70
Kuva 11.7: Keskimääräinen bandgap-säätöalue huoneenlämmössä.....	71
Kuva 11.8: Keskimääräinen bandgap-säätöaskel lämpötilan ja käyttöjännitteen funktiona.....	72
Kuva 11.9: Keskimääräinen bandgap-säätöalue eri lämpötiloissa.....	73
Kuva 11.10: Bandgap-jännitteen Monte-Carlo simuloinnin tulokset 200:lle osalle.....	74
Kuva 11.11: Keskimääräinen bandgap-jännitteen käyttöjänniteriippuvuus.....	75
Kuva 11.12: Keskimääräinen bandgap-jännitteen lämpötilariippuvuus.....	76
Kuva 11.13: Keskimääräinen resoluutiotestin hajonta huoneenlämpötilassa 12-bittiseksi skaalattuna. Ei lämpötilakompensointia.....	77
Kuva 11.14: Keskimääräinen resoluutiotestin hajonta 125 °C:ssa 12-bittiseksi skaalattuna. Ei lämpötilakompensointia.....	78

Kuva 11.15: Keskimääräinen signaalipolun hajonta sisäisillä testikondensaattoreilla mitattuna huoneenlämmössä. Ei suodatusta. Huom! Resoluutiomoodi 0 LSB = Resoluutiomoodi 1 LSB x 2 jne. AGAIN=2 ja DGAIN=108, muut 0.....	80
Kuva 11.16: Teoreettinen signaalipolun kohinan vaimentuminen digitaalisen suodatuksen eri asteilla.....	81
Kuva 11.17: Spesifikaatiosta laskettu kohina suhteessa mitattuihin hajontoihin, $t=27\text{ }^{\circ}\text{C}$ ja $VDD=3.3\text{V}$. Mitatut arvot on normalisoitu laskettuihin arvoihin resoluutiomoodissa 0 ja testimoodissa CAP_MEAS1. AGAIN=2 ja DGAIN=108, muut 0.....	82
Kuva 11.18: Keskimääräinen CAP_MEAS-testimoodien käyttöjänniteriippuvuus 12-bittisessä resoluutiomoodissa eri lämpötiloissa sekä lämpötilakompensoinnilla että ilman. AGAIN=2 ja DGAIN=108, muut 0 paitsikuvaajaan merkityissä $C1=100$	83
Kuva 11.19: Keskimääräinen CAP_MEAS-testimoodien lämpötilariippuvuus 12-bittisessä resoluutiomoodissa. AGAIN=2 ja DGAIN=108, muut 0. Lisäksi 95 %:n luottamusrajat tapaukselle 3.6V CapMeas3.....	84
Kuva 11.20: Signaalipolun amplitudivaste tyypillisessä konfiguraatiossa.....	86
Kuva 11.21: Signaalipolun vaihevaste tyypillisessä konfiguraatiossa.....	87

Symbolit ja lyhenteet

<i>A-D</i>	Anderson-Darling yhteensopivuustesti
<i>A/D</i>	Analog to Digital
<i>A²</i>	Anderson-Darling yhteensopivuustestin testisuure
<i>AC</i>	Alternating Current
<i>ADCR</i>	A/D-muuntimen datarekisteri
<i>AEC</i>	Automotive Electronics Council
<i>AGAIN</i>	Analogiasignaalin vaihvistus
<i>AMODER</i>	Analogiamoodin valintarekisteri
<i>AOFFSETR</i>	Analogiaoffset säätörekisteri
<i>ASIC</i>	Application Specific Integrated Circuit
<i>ATSTR</i>	Analogiatestimoodin valintarekisteri
<i>B</i>	Beetaintegraali
<i>C</i>	Vakio näytemäärän arvioinnissa
<i>C/V</i>	Capacitance to Voltage
<i>CAP_MEASI-3</i>	Piirin sisäisiä testimoodeja
<i>CLT</i>	Central Limit Theorem
<i>CSB</i>	Chip Select Bit
<i>D/A</i>	Digital to Analog
<i>DC</i>	Direct Current
<i>DGAIN</i>	Digitaalisignaalin vahvistus
<i>DSP</i>	Digital Signal Processing
<i>e</i>	Luonnollisen logaritmiasteikon kantaluku
<i>E(X)</i>	Jakauman odotusarvo
<i>EEPROM</i>	Electrically Erasable Programmable Read-Only Memory
<i>FET</i>	Field Effect Transistor
<i>H₀, H₁</i>	Hypoteeseja
<i>k</i>	Otoksesta laskettavien parametrien määrä χ^2 -testauksessa
<i>K-S</i>	Kolmogorov-Smirnov yhteensopivuustesti
<i>MEMS</i>	MicroElectroMechanicalSystem
<i>MISO</i>	Master In Slave Out
<i>MOSI</i>	Master Out Slave In

N	Testisuure näytemäärän arvioinnissa
n, n_1, n_2, m	Satunnaiskokeen otoksen koko
$N(\mu, \sigma^2)$	Normaalijakauman tiheysfunktio
$OSCR$	Oskillaattorin säätörekisteri
P	Normaalijakauman kertymäfunktio
PCI	Peripheral Component Interconnect
PWM	Pulse Width Modulation
q	Mittaustulos
$S-W$	Shapiro-Wilk yhteensopivuustesti
s, s_1, s_2	Otoksesta määritettyjä keskihajonnan estimaattoreita
SCK	Serial Clock
$SINC$	Digitaalinen suodatin, joka toteuttaa SINC-funktion
SPI	Serial Peripheral Interface
$SPIBUF$	SPI-väylän puskurin säätörekisteri
$SPICTLR$	SPI-väylän säätörekisteri
$SPIDAT$	SPI-väylän datarekisteri
T	Lämpötila
t_0	t-testin testisuure
$TEMPR$	Lämpötilakompensoinnin säätörekisteri
$TQFP$	Thin Quad Flat Pack
$UVLO$	Undervoltage Lockout
v	vapausaste
V_a	Kiihtyvyysanturin analogialohkon jännite
V_{ADref}	A/D-muuntimen kriittinen suure
V_{agnd}	Analogiamaan jännite
$Var(X)$	Jakauman varianssi
V_m	Kiihtyvyysanturin mittauslohkon jännite
V_{refn}	Muuntimen negatiivinen referenssijännite
V_{refp}	Muuntimen positiivinen referenssijännite
$\bar{x}, \bar{x}_1, \bar{x}_2, \bar{x}_n$	Otoksesta määritettyjä odotusarvon estimaattoreita (keskiarvoja)
x, z, t, y	Satunnaismuuttujien yksittäisiä arvoja
X, Z, T, \bar{X}, Y	Satunnaismuuttujia
z_0	Z-testin testisuure
α, β	Riskitasoja

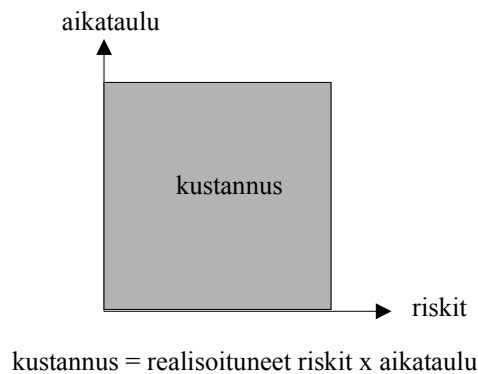
Γ	Eulerin gammafunktio
δ	Keskiarvojen ero näytemäärän arvioinnissa
$\Delta\mu_0$	Odotusarvojen erotuksen testiarvo hypoteesitestauksessa
ε, θ	Beetaintegraalin skaalauskerroimia
μ, μ_n	Odotusarvoja
μ_0	Odotusarvon harhaton estimaattori
μ_e	Erän odotusarvo
μ_k	Kiekon odotusarvo
μ_p	Populaation odotusarvo
μ_t	Tuotteen odotusarvo
π	Pii
$\sigma, \sigma_1, \sigma_2, \sigma_n$	Keskihajontoja
σ_e	Erän keskihajonta
σ_k	Kiekon keskihajonta
σ_p	Populaation keskihajonta
σ_t	Tuotteen keskihajonta

1 Johdanto

Integroitujen piirien nopea kehitys sitten transistorin keksimisen on vähitellen johtanut tilanteeseen, jossa suunnittelun suurimpia ongelmia on piirin oikean toiminnan varmistaminen jo suunnitteluvaiheessa. Piirien transistorimäärät ovat kasvaneet kutakuinkin Mooren lakia noudattaen simulointimallien muuttuessa yhä tarkemmiksi ja monimutkaisemmiksi. Myöskin tarvittavien Monte-Carlo simulointien määrä kasvaa eksponentiaalisesti simulointiparametrien määrän kasvaessa [Fel96]. Piirien nopeus on kasvanut viivaleveyden yhä pienentyessä. Samalla niiden on täytettävä yhä tiukentuvat vaatimukset suorituskyvylle ja vaikeiden olosuhteiden kestävyydelle. Toisaalta simulointiohjelmat ovat kehittyneet ja tietokoneiden laskentateho on kasvanut, mutta silti vain pieni osa mahdollisista simulointitapauksista voidaan kustannus- ja aikataulusyistä toteuttaa [Sin96, Fel96, Wal02].

Sekunnin murto-osan simuloiminen jossakin transientissa saattaa viedä simulointiaikaa useiksi päiviksi ja simulointiparametrien muuntelu tarvittavissa määrin muuttaa tilanteen kestävämmäksi. Mittaamalla saman asian voi parhaassa tapauksessa selvittää transientin reaalisessa kestoajassa. Ylläoleva osoittaa karakterisoinnin tärkeän roolin piirien toiminnallisuuden varmistamisessa. Piiriä ei välttämättä pyritäkään saamaan täysin spesifikaation mukaiseksi ensimmäisellä suunnittelukierroksella, vaan piiri simuloidaan kattavasti perustoiminnan varmistamiseksi, mutta simuloinnit erikoistapauksissa pyritään rajoittamaan ilmeisiin ongelmakohtiin. Tämän jälkeen piiri prosessoidaan ja karakterisoidaan mahdollisimman kattavasti. Karakterisointi kertoo suunnittelijalle piirin toiminnasta ominaisuudet, jotka vaativat korjauksia tai tutkimista ja kenties lisäsimulointeja. Ilman karakterisointia oikeiden simulointitapausten arvioiminen voi olla hyvin vaikeaa. Karakterisoinnin ja tarvittavien lisäsimulointien jälkeen tehdään korjauskierros ja parhaassa tapauksessa piiri on tämän jälkeen valmis. Vaikka korjauskierroksen tekeminen on kallista ja se vie aikaa, on se silti hyvin toteutetun karakterisoinnin kanssa tehokas tapa tuottaa spesifikaation mukainen piiri tuotekehitysprosessissa. Nykyaikaiset monimutkaiset piirit ovat kireisiin aikatauluihin yhdistettynä niin vaikeasti hallittavia, että korjauskierrokset piirin suunnitteluprosessissa ovat käytännön realismia. Suuret integroitujen piirien valmistajat huomioivat nykyään karakterisoinnin projekteissaan ja aikataulut laaditaan vähintään kahdelle suunnittelukierrokselle. Jos karakterisointia ei suoriteta kunnolla, ajaututaan helposti useiden korjauskierroksien kierteeseen, josta pahimmassa tapauksessa ei koskaan päästä spesifikaation mukaiseen suorituskykyyn [AEC01].

Karakterisoinnilla tarkoitetaan tässä dokumentissa piirin toiminnallisuuden varmistamista riittävin mittauksin. Käytännössä tämä tarkoittaa piirin tarkastamista spesifikaation mukaisesti. Useinkaan täydellinen mittauspeitto ei kuitenkaan ole mahdollista, joten asiassa joudutaan tasapainottelemaan riskin, aikataulun ja kustannusten muodostamassa tasossa, joka on karkeasti yleistäen esitetty kuvassa 1.1. Hyvin suunnitellun ja toteutetun karakterisoinnin avulla saadaan käytännössä kaikkia noita kolmea elementtiä merkittävästi parannettua.



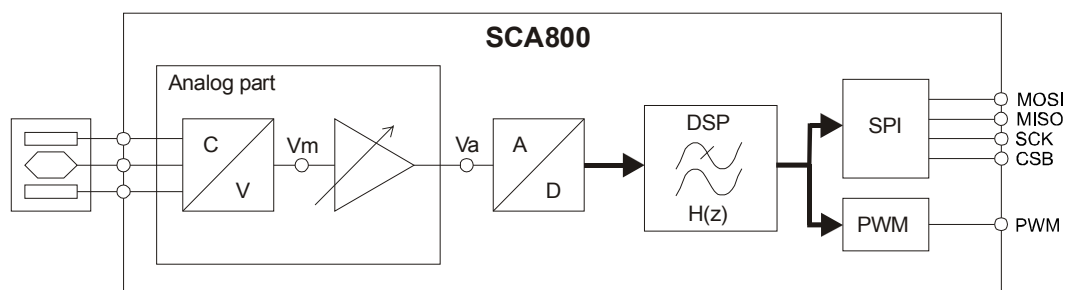
Kuva 1.1: Riskien, aikataulun ja kustannusten välinen suhde

Hyvän suunnittelun ja toteutuksen lisäksi onnistunut karakterisointi tarvitsee tehokkaita analyysityökaluja. Perinteisen statistiikan menetelmät ovat oikein sovellettuina tehokkaita ja ennen kaikkea ne johtavat oikeisiin johtopäätöksiin. Piirin tilastollinen karakterisointi on välttämätöntä jotta piirin saanto, valmistettavuus ja testattavuus voidaan arvioida [Fel96]. VTI Technologies Oy:n (myöhemmin VTI) liiketoiminnan kannalta välttämätön syy karakterisoinnille löytyy kuitenkin asiakkailta, sillä autoteollisuuden standardi AEC-Q100 (Automotive Electronics Council) vaatii kaikkien integroitujen piirien karakterisoinnin ohjeen AEC-Q003 mukaan [AEC03, AEC01].

VTI Technologies on johtava liike- ja paineantureiden suunnittelija ja valmistaja maailmassa. Yhtiön anturis suunnittelu ja valmistus perustuu 3D-MEMS (MicroElectroMechanicalSystem) teknologiaan. VTI:n suunnittelemat ja valmistamat anturit mittaavat kiihtyvyyttä, liikettä, iskua, värinää, kaltevuutta ja painetta. Tuotteiden sovellusalueet ulottuvat autoteollisuudesta laajalti myös muihin teollisuudenaloihin [VTI06a].

Piian turin kapasitanssi on verrannollinen kiihtyvyyteen. Kapasitanssia mitataan integroidun piirin mittaushokkon avulla, joka muuntaa kapasitanssin jännitteeksi. Mittaushokkon jännitettä muokataan integroidulla piirillä edelleen kunnes se muokkauksen jälkeen esitetään käyttäjälle analogisesti

tai/sekä digitaalisesti. Integroidun piirin merkitys kiihtyvyyden mittauksessa on siis tärkeä. Kuvassa 1.2 on esitetty karkea lohkokaavio kiihtyvyyssanturista (piianturi + integroitu piiri sekä kotelo).



Kuva 1.2: Kiihtyvyyssanturin lohkokaavio. Vasemmanpuoleisena piianturi, jonka kapasitiivinen signaali muunnetaan analogialohkossa jännitteeksi. Jännitettä vahvistetaan ennenkuin se muunnetaan digitaalseksi. Digitaalinen kiihtyvyyssignaali alipäästösuodatetaan, jonka jälkeen se on valmis luettavaksi.

2 Karakterisoinnin näytteet

Karakterisoinnin tavoitteena on määrittää mitattavan piirin ominaisuudet mahdollisimman tarkasti. Testattavat osamäärät ovat kuitenkin usein pieniä, ehkä muutamia kymmeniä kappaleita. Kuitenkin niiden perusteella saatetaan yrittää muodostaa kuva koko piiripopulaation käyttäytymisestä. Tämä saattaa olla kymmeniä miljoonia kappaleita piirin elinaikana. Siksi on hyvin tärkeää, että karakterisoinnin näytteet osataan valita oikein ja havaintomäärät ovat riittäviä.

Karakterisointiin tärkeänä osana liittyvä näytteiden tilastollinen tarkastelu on pitkälle samanlaista kuin prosessin ohjauksen statistiikka. Prosessin ohjauksen näytevalinnan ja statistiikan periaatteet ovat suoraan käyttökelpoisia karakterisointiin [AEC01].

Pienet näytteet eivät voi kuvata satunnaisia ilmiöitä, joiden esiintymistiheys on hyvin harva. Kymmenellä osalla ei voi määrittää ilmiötä, jonka esiintyvyys on yksi miljoonasta. Tällaiset asiat rajautuvat karakterisoinnin ulkopuolelle. Pieni otos ei myöskään kykene kuvaamaan populaation parametreja harhattomasti. Ennen kaikkea varianssin estimointi pienillä otoksilla on harhaista ja epävakaa. Näytteitä arvioitaessa on tärkeää tietää datajoukon jakauma, sillä se vaikuttaa suoraan estimaattoreiden harhattomuuteen ja tarvittavaan näytekokoon. Yleensä elektroniikassa suurin osa parametreista noudattaa normaalijakaumaa, mutta digitaaliset parametrit ovat pääsääntöisesti diskreetisti jakautuneita. [Hög05, Lai98, Kan05]

3 Näytteen normalisuus

Normaalijakauma on tilastotieteen tärkein teoreettinen jakauma, jota kutsutaan myös kellokäyräksi 1800-luvulla kaapin päällä pidetyn kellon mukaan tai Gaussin käyräksi sen kehittäjän mukaan. Normaalijakauman erityisasema tilastotieteessä johtuu mm. siitä, että monet empiiriset jakaumat ovat yksihiippuisia ja symmetrisiä. Suuri osa luonnon ilmiöistä noudattaa hyvin normaalijakaumaa tai on muunnettavissa normaaliksi, jonkun tunnetun muunnoksen avulla (neliöjuuri, logaritmi, käänteinen neliöjuuri jne.). Normaalijakauman käyttöä tilastollisessa analyysissä puoltaa todennäköisyyslaskennan *keskeisen raja-arvolauseen* (eng. *Central Limit Theorem, CLT*) merkitys. Sen mukaan *tilastollisten muuttujien summan jakauma lähestyy normaalijakaumaa näytemäärän kasvaessa riippumatta yksittäisten muuttujien jakaumasta*. Tämä pätee joissakin tapauksissa jopa diskreeteille satunnaismuuttujille.

Selkokielellä tämä tarkoittaa, että näytemäärän kasvaessa keskiarvoja tarkasteltaessa voidaan lähes minkä hyvänsä tilastollisen satunnaismuuttujan *keskiarvon* jakaumaa likiarvoistaa normaalilla jakaumalla. Likiarvon hyvyys riippuu näytteen havaintomäärästä sekä satunnaismuuttujan jakaumasta ja erityisesti jakauman vinoudesta. Esimerkiksi binäärijakaumasta otettujen näytteiden keskiarvon jakauma lähestyy normaalia näytteiden määrän kasvaessa [Hög05, Lai98, Kan05].

3.1 Normaalijakauma

Merkittävä osa tilastollisista työkaluista on käytettävissä normaalille jakaumalle

$$f(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-(x-\mu)^2/2\sigma^2} \quad \text{missä } -\infty < x < +\infty. \quad (1)$$

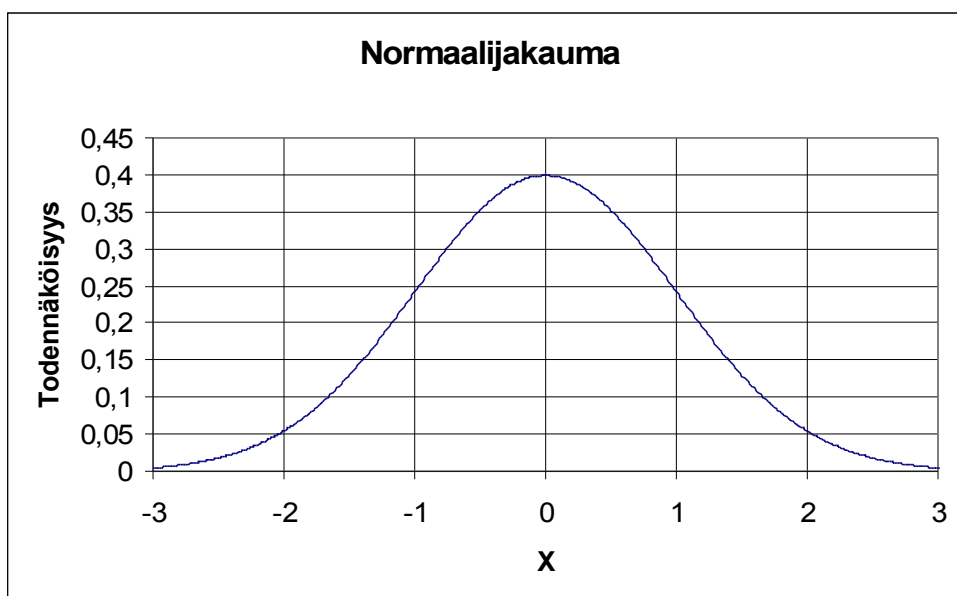
Normaalijakauman odotusarvo on muotoa

$$E[X] = \mu \quad \text{missä } -\infty < \mu < +\infty \quad (2)$$

ja varianssi muotoa

$$Var[X] = \sigma^2 \quad \text{missä } \sigma > 0. \quad (3)$$

Normaalijakauman verhokäyrä on hyvin tunnettu ja on esitetty kuvassa 3.1



Kuva 3.1: Standardisoidun normaalijakauman verhoikäyrä

Normaalijakauman ominaisuuksiin kuuluu, että sen odotusarvo μ sijaitsee käyrän keskellä. Normalisoidulle normaalijakaumalle pätee lisäksi se, että odotusarvo $\mu=0$ ja keskihajonta $\sigma=1$. Kuten edellisessä kappaleessa todettiin, matemaattisen perustelun normaalijakauman yleisyydelle luonnonilmiöissä antaa todennäköisyyslaskun keskeinen raja-arvolause. Keskeisen raja-arvolauseen mukaan riippumattomien satunnaismuuttujien summan jakauma lähenee eräillä yleisillä oletuksilla (rajallinen näyteavaruus, enemmän kuin yksi mahdollinen näytteen arvo) yhteenlaskettavien lukumäärän kasvaessa normaalijakaumaa yhteenlaskettavien muuttujien jakaumista riippumatta. Luonnon ilmiöissä vaikuttavat lukemattomat pienet muuttujat, joiden summa tutkittava parametri on. *Esimerkiksi teollisuudessa valmistettavan tuotteen ominaisuuksiin vaikuttaa suuri joukko toisistaan riippumattomia prosessissa esiintyviä häiriöitä ja ominaisuuksien vaihtelu on yksittäisten häiriölähteiden vaihtelun summa. Tällöin normaalijakauman käyttö keskilukujen (keskiarvo, mediaani, moodi) ominaisuuksien tarkastelussa on usein hyvä malli* [Hög05, Lai98, Kan05].

3.2 Konvergenssin merkitys karakterisoinnissa

Lähes mielivaltaisen jakauman keskiarvojakauman asymptoottinen normalisuus on hyvin merkittävä asia myös integroidun piirin karakterisoinnin kannalta, vaikka siinä piirimäärät ovatkin usein pieniä. Karakterisoinnin mittauksilla on keskiarvon asymptoottisen normalisuuden lisäksi usein vielä yksi merkittävä ominaisuus:

Yksittäisen piirin mitattava parametri, satunnaismuuttuja Y on usein lukemattomien satunnaismuuttujien X_i summa, jolloin parametrin jakaumaa voidaan suhteellisen turvallisesti approksimoida normaalijakaumalla

$$Y = \sum X_i \sim N(\mu, \sigma^2). \quad (4)$$

Tällöin myös osista muodostettu satunnainen otoskeskiarvojakauma on asympotoottisesti normaalin myös suhteellisen pienillä näytteillä

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \equiv N(\mu, \sigma^2/n). \quad (5)$$

Edellisessä symbolit y_i ovat yksittäisiä havaintoja satunnaismuuttujasta Y . Karakterisoinnin otoskeskiarvojakaumissa suppenevuus on itseasiassa hyvin nopeaa sillä otoskeskiarvojakauma suppenee normaalia kohden kahdelta suunnalta, sekä otoksen keskiarvoistamisen johdosta että mitattavien parametrien summaluonteen johdosta. Toisin sanoen yhtälön (4) ollessa tosi mitattavalle parametrille yhtälö (5) suppenee nopeasti kohti normaalijakaumaa. Todistus edelliselle väitteelle voidaan johtaa keskeisen raja-arvolauseen avulla. Keskeinen raja-arvolause esitetään usein seuraavasti

$$X = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \sim N(\mu, \sigma^2/n), \quad (6)$$

missä symbolit x_i ovat riippumattomia havaintoja satunnaismuuttujasta X . Edelleen yhtälölle (6) täytyy olla voimassa

$$E(x) = \mu \quad (7)$$

ja

$$Var(x) = \sigma^2. \quad (8)$$

Koska yhtälö (6) konvergoi, täytyy myös pelkän summan konvergoida

$$X = \sum_{i=1}^n x_i \sim N(n\mu, \sigma^2). \quad (9)$$

Yhtälö (9) on voimassa ainakin jatkuville suureille. Karakterisoinnissa tämä käsittää suuren osan analogisista parametreista. Vaikka n on tuntematon parametri voidaan sen silti olettaa olevan

kohtuullisen suuri. Edelleen mitattavasta parametrasta määritetty otoskeskiarvojakauma konvergoi voimakkaasti normaalijakaumaa kohden yhtälön (9) ollessa tosi

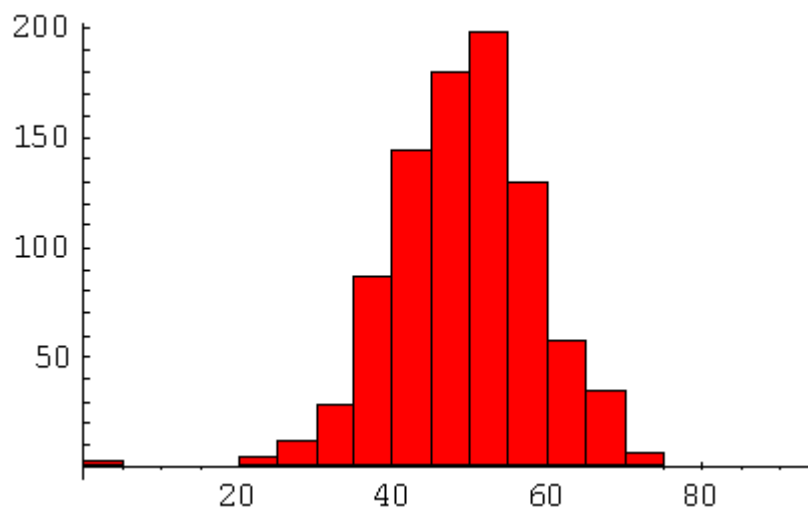
$$\lim_{m \rightarrow \infty} \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m X_i \equiv N(n\mu, \sigma^2/m). \quad (10)$$

Yhtälö (10) konvergoi siis merkittävästi voimakkaammin kuin yhtälö (9) otoksen kasvaessa m - n -kertaiseksi. Mikäli n on suuri, on konvergenssi hyvä jo pienillä m :n arvoilla.

3.3 Normaalisuuden testausmenetelmiä

Elektroniikan prosessit ovat siis hyvin usein normaalijakautuneita, mutta yksittäisen näytteen normalisuutta voi arvioida myös tilastomatematiikan menetelmin.

Varmasti yksinkertaisin, mutta ei vähäisin normaalisuuden testausmenetelmä on *histogrammi*. Kuvassa 3.2 on esimerkki histogrammista.



Kuva 3.2: Esimerkki histogrammista

Yksinkertaisen histogrammin piirtäminen kertoo paljon tutkittavan näytteen ominaisuuksista, kuten yksihuippuisuudesta, vinoudesta ja jakauman käyttäytymisestä etäällä odotusarvosta. Pelkkä visuaalinen tarkastaminen histogrammin avulla riittää usein normaalisuusoletuksen hyväksymiseen

[Kan05]. Suppenevuuden ei tarvitse olla useinkaan pitkällä oletuksen hyväksymiseksi. Tämä pätee karakterisoinissa varsinkin silloin, kun tarkastellaan analogista parametria.

Myös χ^2 -jakauma soveltuu epäsuorasti normalisuuden testaukseen. Tämä johtuu siitä, että $N(0,1)$ jakautuneiden satunnaismuuttujien neliöiden summa on χ^2 -jakautunut, joten satunnaisotoksien alkuperää voidaan tämän nojalla testata kyseisen jakauman avulla ts. ovatko otokset peräisin normaalijakaumasta [Lai98, Lep06].

Eräs yleinen tietokoneavusteinen metodi on *Anderson-Darling yhteensopivuustesti* (myöhemmin A-D), jota käytetään myös teollisuudessa suosittu tilastolaskentaohjelman normalisuustestissä. Testin avulla voidaan arvioida tuleeko yksittäinen näyte populaatiosta, jolla on tietty hajonta ja odotusarvo. Testiä voidaan käyttää periaatteessa kaikenlaisten jakaumien tutkimiseen, mutta taulukoitujen arvojen löytäminen käytännössä muille kuin muutamille yleisimmille jakaumille voi olla vaikeaa. Varsinainen testisuuren laskenta on suhteellisen työlästä, joten testisuuren laskenta kannattaa jättää tietokoneen tehtäväksi. Testi antaa tulokseksi A^2 -arvon, joka voidaan taulukon avulla muuttaa todennäköisyydeksi sille, että tutkittava näyte *ei ole* normaalijakautunut. Testi ei siis kerro onko tutkittava jakauma normaalin vaan sen mikäli se *ei ole*.

Muita normalisuuden testausmenetelmiä ovat esimerkiksi *Kolmogorov-Smirnov testi* (myöhemmin K-S) ja *Shapiro-Wilk testi* (myöhemmin S-W), joista jälkimmäinen soveltuu pienten näytteiden ($n < 50$) normalisuuden testaukseen. A-D on itse asiassa K-S:in muunnos. A-D painottaa enemmän jakauman alhaisen todennäköisyyden aluetta. K-S ei ole riippuvainen testattavasta jakaumasta, vaan sitä voidaan käyttää kaikille jatkuville jakaumille. Toisaalta se ei sovellu diskreeteille jakaumille ja sillä on tapana painottaa liikaa jakauman keskiosaa ja liian vähän alhaisia todennäköisyyksiä. Lisäksi mitään testin parametreista ei voida arvioida testattavan aineiston perusteella, jotta sen avulla arvioitu kriittinen arvo olisi oikea. Näistä syistä johtuen testauksessa päädytään usein käyttämään A-D testiä. S-W testi taas on kehitetty nimenomaan normalisuuden testaukseen, eikä sen käytössä tarvitse tietää etukäteen tutkittavan aineiston odotusarvoa tai varianssia. Testi on tehokkaampi kuin K-S, mutta sen avulla ei voida arvioida normaalista jakaumasta poikkeavan aineiston poikkeavuuden tyyppiä [Eng03, Hög05].

Jos oletetaan näytteen yksittäisen havainnon muodostuvan lukemattomien satunnaismuuttujien yhteisvaikutuksesta, kuten usein käytännössä voidaan hyvin perustein olettaa, voidaan kappaleen 3 alussa esitettyjen perusteluiden nojalla näytettä mallintaa likimääräisesti normaalijakaumalla. *Näytteen kokoa normaalijakauman mukaiselle tarkastelulle voidaan siis yrittää arvioida esimerkiksi A-D testin avulla.* Mikäli riittävän pientä epävarmuutta ei saavuteta tarkastelun alaisena olevalla näytteellä, voidaan epävarmuutta yrittää pienentää näytettä kasvattamalla. Ristiriitaiseksi tilanteen muuttaa se, että usein yhteensopivuustestit hyväksyvät nollahypoteesin helpommin pienillä näytteillä. Tämä johtuu siitä, että pieni näyte ei ole riittävä näyttö normalisuuden hylkäykseen. Usein myös

testattavat näytteet ovat pieniä, eikä niiden kasvattamiseen ole juurikaan mahdollisuuksia. Esimerkiksi A-D on suurilla näytteillä herkkä hylkäämään nollahypoteesin, jolloin pienikin poikkeama normaalijakaumasta (esimerkiksi yksittäinen mittavirhe) aiheuttaa nollahypoteesin hylkäyksen. Tästä syystä näytteen kasvattamisen tie voi olla A-D testauksessa pettymys [Rom03, Eng03, Hög05].

3.4 Student t-jakauma

Student t-jakauma kuuluu normaalisten kellonmuotoisten käyrien perheeseen. Jakauman nimi juontaa juurensa Guinnessin panimoon 1900-luvun alkupuolelle. Panimomestari William Gosset huomasi laadunvalvontaan liittyvässä tutkimuksessaan varianssin estimaattorit epätarkoiksi (harhaisiksi) ja julkaisi tutkimustuloksensa nimellä Student. Student t-jakaumaa käytetään yleisesti luottamusvälien laskennassa kun populaation keskihajontaa ei tiedetä. Tällainen tapaus on esimerkiksi silloin kun otoksen havaintojen määrä on alhainen, jolloin otoksesta laskettava keskihajonnan estimaattori on epätarkka. Esimerkiksi karakterisoinnissa otokset ovat usein pieniä. Tällaisessa tilanteessa t-jakauma antaa paremman arvion luottamusvälistä kuin normaalijakauma, joka estimoi luottamusvälin liian kapeaksi. Tavallaan t-jakauma korjaa virheen, jonka epätarkka varianssin estimaattori aiheuttaa. Käytännössä t-jakaumaa käytetään jopa useammin kuin normaalijakaumaa, koska hyvin usein tutkittavan jakauman hajonta on huonosti tunnettu [Hög05].

Määritellään satunnaismuuttuja

$$T \equiv \frac{\bar{x} - \mu}{s/\sqrt{n}}, \quad (11)$$

missä \bar{x} on otoskeskiarvo, μ on populaation odotusarvo, s/\sqrt{n} on otoskeskihajonta ja n havaintomäärä. Mainittakoon, että satunnaismuuttuja T :n neliö on likimääräisesti χ^2 -jakautunut. Muuttujan tiheysfunktio on

$$f(x) = \frac{\left(1 + \frac{x^2}{v}\right)^{-\frac{(v+1)}{2}}}{B\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}v\right)\sqrt{v}}, \quad (12)$$

missä

$$B(\epsilon, \theta) = \frac{\Gamma(\epsilon)\Gamma(\theta)}{\Gamma(\epsilon+\theta)} = \int_0^1 x^{\epsilon-1} (1-x)^{\theta-1} dx \quad (13)$$

ja

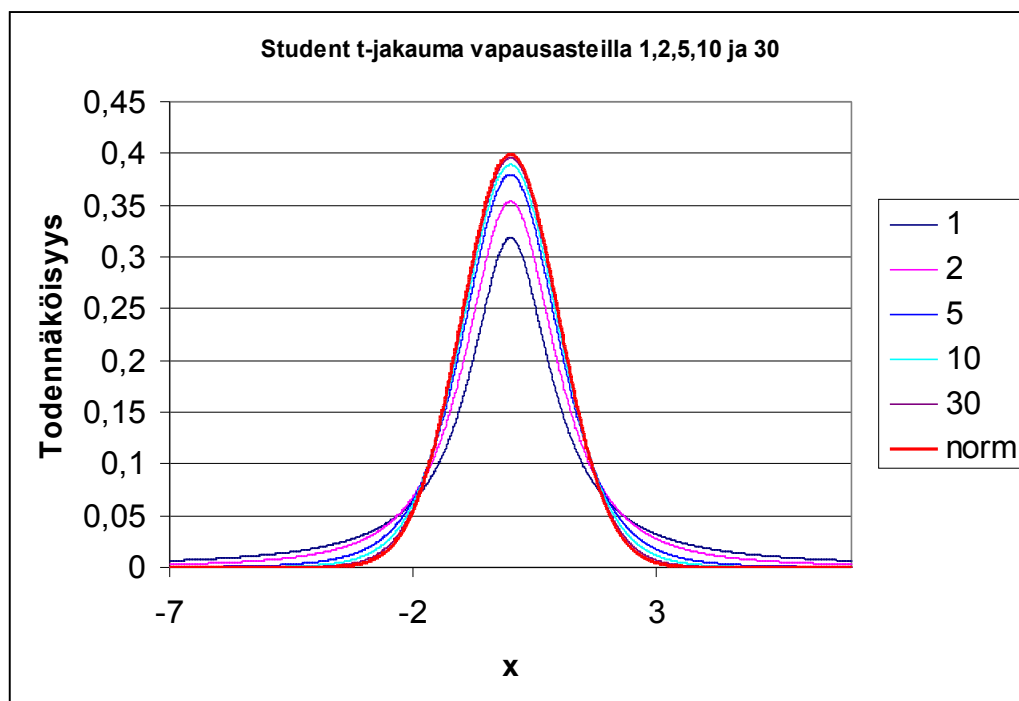
$$\Gamma(a) = \int_0^\infty x^{a-1} e^{-x} dx \quad (14)$$

sekä

$$v = n - 1. \quad (15)$$

Yhtälö (13) on Beetafunktio, joka tunnetaan myös nimellä Beetaintegraali. $\Gamma(a)$ on Eulerin gammafunktio, jonka erikoisratkaisu Beetafunktio periaatteessa on. v on vapausasteiden määrä ja ϵ ja θ skaalauskerroimia.

Student t-jakauma on satunnaismuuttuja T :n jakauma. Jakauma lähestyy muodoltaan normaalijakaumaa havaintomäärän kasvaessa. Nyrkkisääntönä t-jakauman käytölle on yleensä pidetty $N=30$, mutta raja vaihtelee tilanteen ja harkinnan mukaan. Jos tutkittava ilmiö on varmuudella normaalin, voidaan normaalijakauman käyttöä perustella jo alhaisemmilla näytemäärillä. Toisaalta luottamusvälin ollessa kriittinen parametri ja tutkittava joukko tuntematon, voidaan t-jakauman käyttöä soveltaa suuremmillekin näytteille, jolloin liian kapean luottamusvälin estimoinnin riski on hiukan pienempi. Ennen kaikkea tutkittavan jakauman vinous vaikuttaa t-jakauman käyttörajaan. Student t-jakauman verhoikäyrät viidelle vapausasteelle sekä normaalijakauma löytyvät kuvasta 3.3. Kuvasta voi helposti havaita, että $v=30$ on jo hyvin lähellä normaalijakaumaa [Hög05, Lai98].



Kuva 3.3: Student t -jakauma viidellä vapausasteella verrattuna normaalijakaumaan.

3.5 χ^2 -jakauma

Riippumattomien $N(0,1)$ jakautuneiden satunnaismuuttujien Z neliöiden summa noudattaa χ^2 -jakaumaa vapausasteella $k-1$

$$\chi^2 = \sum_{n=1}^k Z_n^2. \quad (16)$$

Jakauma soveltuu neliöllisten satunnaismuuttujien jakaumien tarkasteluun, kuten esimerkiksi varianssi. Sitä käytetäänkin yleisesti varianssin ja sitä kautta myös keskihajonnan luottamusvälin määrittämisessä. Jakaumaa voidaan käyttää myös yhteensopivuustestinä esimerkiksi normalisuuden testauksessa. χ^2 -jakauma on hyvin monikäyttöinen, koska sen avulla voidaan testata hypoteeseja, jotka koskevat koko jakaumaa, ei pelkästään tiettyä parametria. Asymptoottisesti normaalijakautunut χ^2 -yhteensopivuustesti on yksi suosituimmista hypoteesitestauksen työkaluista, sillä se soveltuu monenlaisiin käyttötarkoituksiin. Sitä voidaan käyttää myös ns. ei-parametrisiin ongelmiin, koska se käsittelee koko jakaumaa parametreista riippumatta. χ^2 -tiheysfunktio on

$$f(x) = \frac{1}{\Gamma(\nu/2) 2^{\nu/2}} x^{\nu/2-1} e^{-x/2}, \quad (17)$$

missä ν on yhteenlaskettavien neliöiden lukumäärä ja samalla vapausasteparametri. Nimittäjässä on jälleen Eulerin gammafunktio.

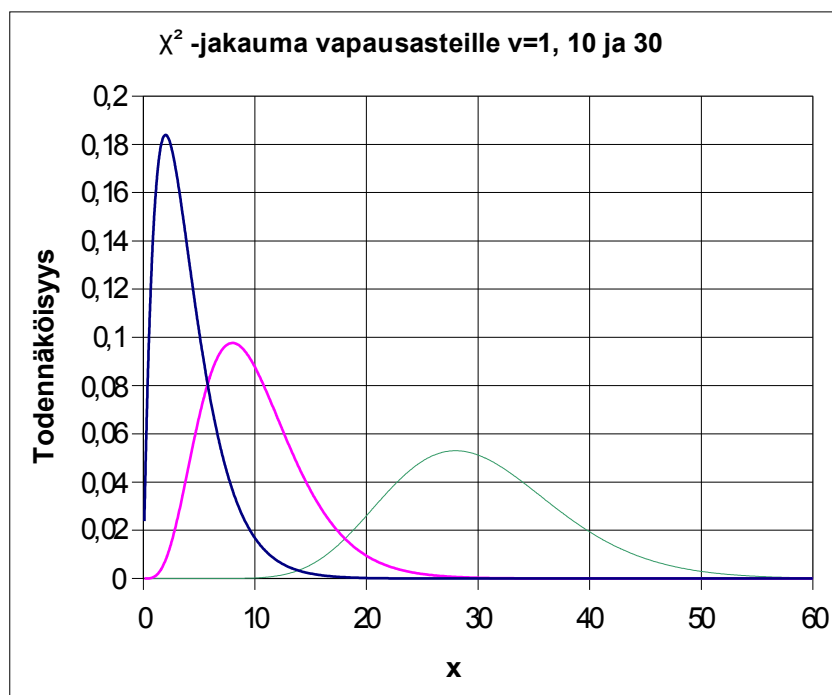
Odotusarvo ja varianssi ovat

$$E[X] = \nu \quad (18)$$

ja

$$Var[X] = 2\nu. \quad (19)$$

Kuvassa 3.4 on esitetty jakauman verhokäyrä kolmella vapausasteella. [Lai98, Kan05, Hög05, Lep06]



Kuva 3.4: χ^2 -jakauman verhokäyrä kolmella vapausasteella

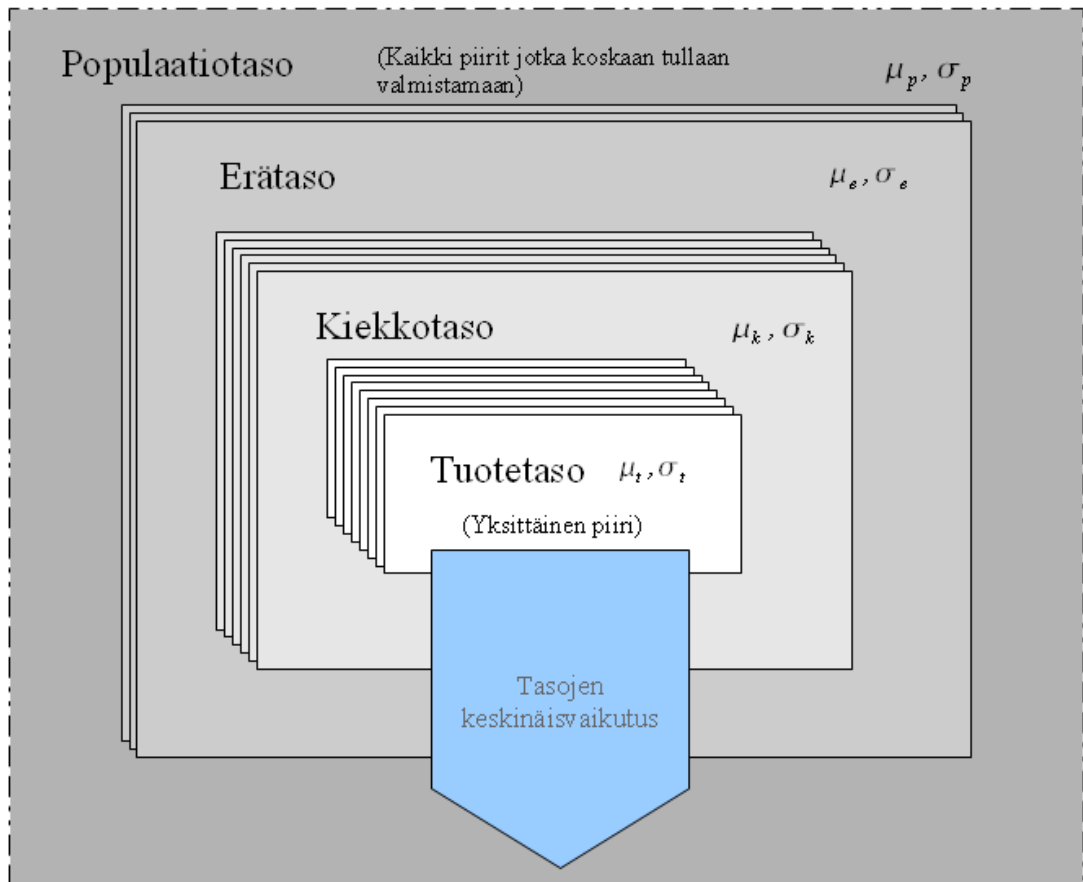
4 Näytteiden valinta

Kuvassa 4.1 on kaavio karakterisoinnin tilastollisista tasoista. Tilastollisen tarkastelun kannalta karakterisoinnin alin taso on yksittäinen tuote, esimerkiksi kiihtyvyyssanturi ja sen sisäinen käyttäytyminen. Seuraava taso on kiekko-kohtainen, jolloin tarkastellaan parametrien käyttäytymistä kiekon sisällä. Karakterisoinnin kannalta ylin taso on eräkohtainen. Periaatteessa edellämainittujen kolmen tason yläpuolella on vielä neljäs, puoliabstrakti taso, joka kuvaa koko piiripopulaatiota sen elinaikana. Tähän kuuluvat kaikki erät, joita piiristä koskaan tullaan valmistamaan. Karakterisoinnissa populaatiotason merkitys on yleensä kuitenkin toissijainen, koska karakterisoinnissa näytemäärät ovat pieniä ja populaation parametrien estimaattorit tästä syystä väistämättä harhaisia.

Tuotesuunnittelijan näkökulmasta kiinnostavin taso on alin taso, sillä hän haluaa luonnollisesti tietää tuliko tuotteesta sellainen kuin suunniteltiin. Valmistusprosessin kannalta kiinnostavimmat tasot ovat populaatio- ja erätaso. Populaatiotason arviointi tapahtuu erätason kautta, joka kertoo parhaiten valmistusprosessin kyvykkyydestä. Toisaalta tuotesuunnittelijalla on oltava selkeä käsitys myös eräkohtaisesta käyttäytymisestä ja hänen on vältettävä suunnitteluratkaisuja, jotka tuovat epävarmuutta prosessiparametreihin, jotta piirin saanto tuotteen elinkaaren aikana säilyisi kannattavana ja tuote massatuotantokelpoisena. Tasot ovat myös riippuvaisia toisistaan. Karakterisoinnin näytteet valitaan yleensä tuotesuunnittelijan näkökulmasta, mutta näytteiden valinnan tulisi olla myös valmistusprosessin huomioonottava. Näytteiden tulisi leikata mahdollisimman hyvin kaikki populaation moniulotteiset tasot.

Elektroniikan valmistusprosesseissa on tyypillistä, että parametrien arvot vaihtelevat prosessissa tietyllä hajonnalla, mutta lisäksi keskiarvossa tapahtuu muutoksia ajan suhteen. Ilmiö esiintyy erä-, kiekko- ja piiritasolla, prosessista riippuen eri tavoin. Usein ilmiö tulee käytännössä vastaan erävaihtelujen muodossa. Sekä hajonta että keskiarvo elävät kiekkoerien vaihtuessa. Tämä on seurausta kyvykkyyden rajallisuudesta, mikä johtaa prosessikohtaiseen epävarmuuteen piirin transistorien W/L-suhteiden sovituksessa. Prosessin viivaleveyden kaventuessa, parametrien herkkyys prosessivaihteluille kasvaa. Erävaihtelua pidetäänkin yhtenä merkittävänä indikaattorina prosessin kyvykkyydestä. Jos vaihtelu on suurta, prosessi vaatii vielä hiomista. Karakterisoinnin kannalta tällä ilmiöllä suuri merkitys, sillä yhdestä kiekosta tai erästä otetut näytteet saattavat antaa liian hyvän kuvan piirin toiminnasta tai prosessinäkökulmasta katsottuna prosessin kyvykkyyden vaikutuksesta piirin toimintaan [Che98].

Karakterisoinnin tilastolliset tasot



Kuva 4.1: Yksinkertaistettu kaavio karakterisoinnin tilastollisista tasoista. Jokaisella tasolla on oma odotusarvonsa sekä varianssi, mutta tasot ovat toisistaan riippuvia. $\sigma_p \geq \sigma_e \geq \sigma_k \geq \sigma_t$. Karakterisoinnissa yritetään määrittää näitä parametreja tuotetasolta käsin. Näiden estimaattoreiden hyvyys huononee nopeasti siirryttäessä kauemmaksi kaavion keskustasta. Näytevalinnassa tulee huomioida tämä monikerroksellisuus valitsemalla näytteet ylimmältä mahdolliselta tasolta.

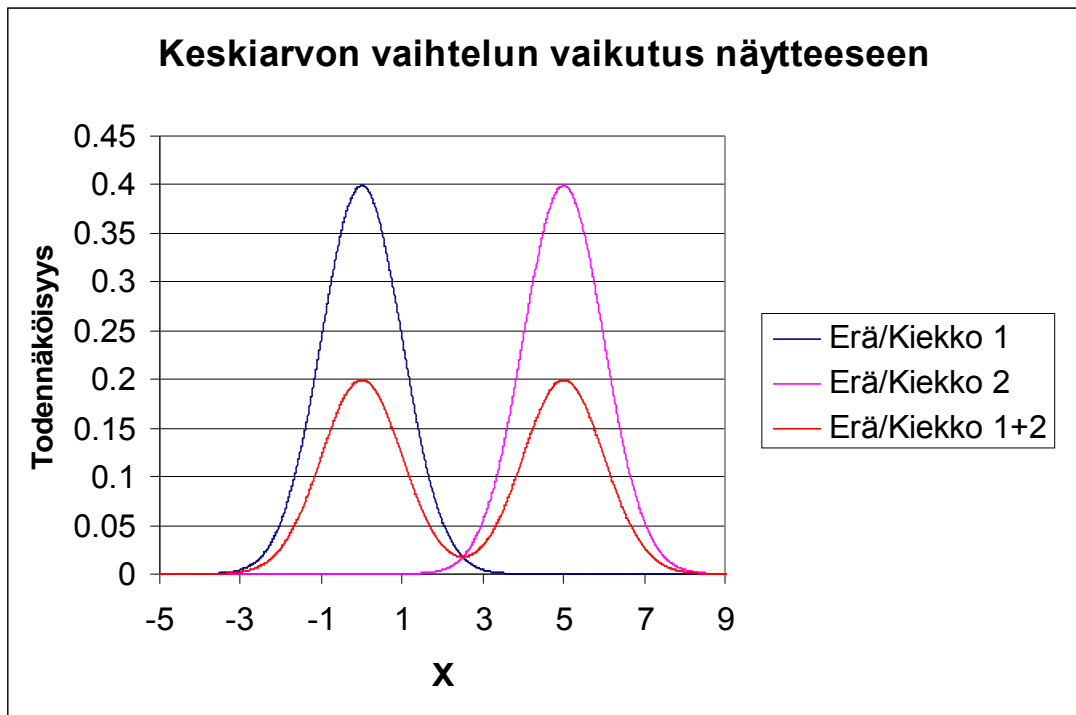
Näytteet karakterisointiin tulisi valita useasta erästä ja usealta kiekolta, jotta myös erä- ja kiekkovaihtelu tulisi huomioitua. Koska karakterisoinnin näytemäärät ovat pieniä, johtaa tällainen *harkintaotanta* parempaan lopputulokseen kuin puhdas *satunnaisotanta*. Tällä tavoin voidaan tutkia näytteiden käyttäytymistä moniulotteisesti ja palvella lopullisen valmistusprosessin päämääriä parhaiten.

Myös näytevalinnan teoria perustuu pitkälle normaalijakaumaan. Näytteitä valittaessa oletetaan yleensä, että mitattava parametri on normaalijakautunut tilastollinen satunnaismuuttuja

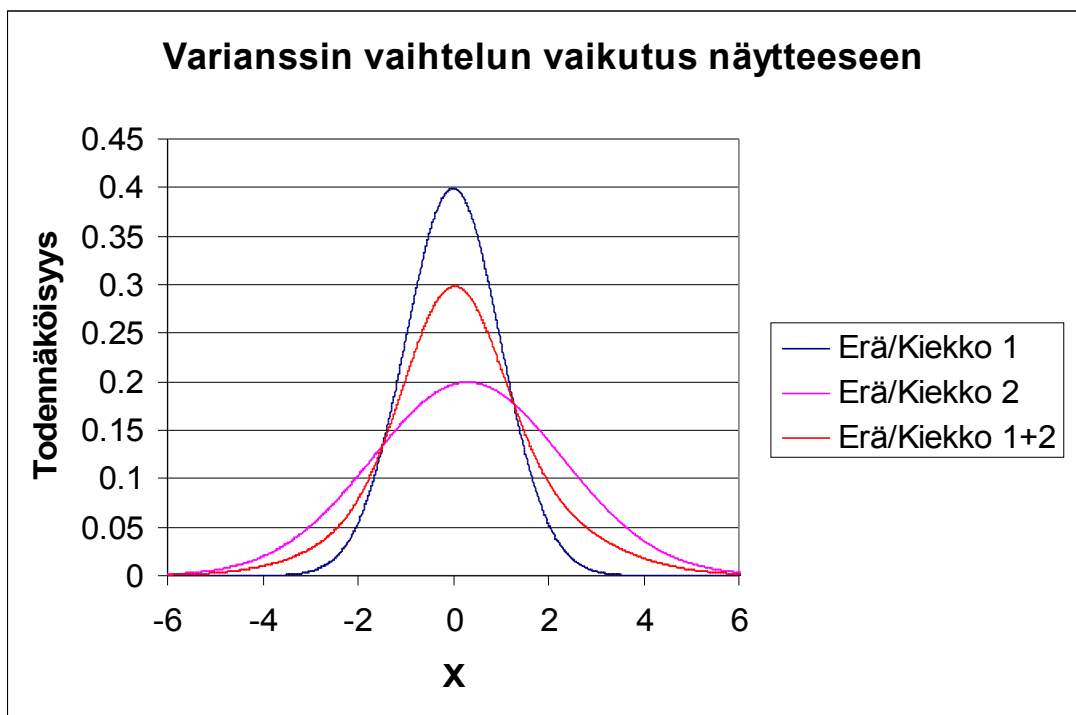
$$X \sim N(\mu, \sigma^2), \quad (20)$$

missä μ ja σ ovat yleensä tuntemattomia. Lisäksi oletetaan, että näytteet ovat toisistaan riippumattomia. Tämä johtuu siitä, että iso osa tilastollisista tutkintamenetelmistä perustuu näytteiden riippumattomuuteen. Normaalisuusoletus voidaan perustaa tilastotieteen keskeiseen raja-arvauseeseen, mutta riippumattomuusoletus on heikommalla pohjalla. Osaryhmän ollessa kyseessä, voidaan riippumattomuudesta olla jokseenkin varmoja sillä osat tuskin vaikuttavat merkittävässä määrin toisiinsa. Osan sisällä tilanne on toinen sillä yksittäisen näytteen havainnot voivat biasoitua esimerkiksi mittausvirheestä. Samoin joidenkin parametrien mittaaminen saattaa vaikuttaa mitattavan osan käyttäytymiseen ja muuttaa muita mittaustuloksia.

Kun näytteet valitaan eri tavoin, voi niiden tilastollinen käyttäytyminen muuttua hyvinkin paljon ja normaalisuuden oletus saattaa olla merkittävästi harhaanjohtava. Jos prosessin vaihtelu keskiarvon osalta on suurta, mutta hajonta pientä, voi verhoikäyrä muuttua useampihiippuiseksi ja siten sitä ei voi enää käsitellä normaalisti jakautuneena. Tällainen jakauma ei läpäise A-D testiä ja pelkän histogrammin piirtäminen johtaa hylkäämiseen. Aineistoa voidaan silti käsitellä, jos se muutetaan normaaliseksi esimerkiksi erä- tai kiekkokohtaisella käsittelyllä. Kuva 4.2 esittää jakaumaa, joka on muodostunut kahdesta normaalista jakaumasta, joiden varianssi on sama, mutta keskiarvo poikkeaa toisistaan paljon. Kuvan kaltainen vaihtelu kertoo yleensä prosessin säätöongelmista varsinkin jos hajonta on pientä verrattuna keskiarvon muutokseen. Toisaalta tällainen prosessi on hyvin hallinnassa ja on helpommin korjattavissa, kuin kuvassa 4.3 esiintyvä vaihtelu. Karakterisoinnin kannalta pääasia on kuitenkin huomata, että mikäli näyte otetaan pelkästään toisesta erästä/kiekosta, tehdään merkittävä virhepäätelmä prosessista. Prosessin kannalta kuvaan voitaisiin piirtää vielä yksi käyrä, joka kuvaa prosessin pitkän ajan kyvykkyyttä. Tämä käyrä olisi myös asympotoottisesti normaalin, mutta sen varianssi olisi paljon leveämpi kuin yksittäisen kiekon tai erän varianssi. Käyrän keskiarvo asettuisi kiekkojen/erien otoskeskiarvolle.



Kuva 4.2: Keskiarvon vaihtelun vaikutus karakterisoinnin näytteeseen. Erässä/Kiekolla 1 keskiarvo on 0. Erässä/Kiekolla 2 keskiarvo on 5.



Kuva 4.3: Varianssin vaihtelun vaikutus karakterisoinnin näytteeseen. Erän/Kiekon 2 hajonta on kaksinkertainen 1:seen verrattuna, mutta keskiarvo poikkeaa vain vähän.

Jos prosessin vaihtelu on varianssin osalta suurta, mutta odotusarvon osalta pientä muuttuu jakauma kuvan 4.3 kaltaiseksi. Kuvassa on kahden erän/kiekon muodostamat näytteet, joiden varianssi on toisessa nelinkertainen mutta odotusarvojen ero on pieni. Koska hajonta on suurta verrattuna havaittuun keskiarvon muutokseen, keskiarvosta ei todennäköisesti voida tehdä tilastollisia päätelmiä, mutta hajonnan kasvu on taas indikaatio mahdollisista ongelmista prosessissa. Muodostuva jakauma muistuttaa selvästi normaalijakaumaa ja menee läpi A-D testistä ainakin pienellä näytteellä, varsinkin jos tyydytään normaalia suurempaan riskitasoon. Tällaista dataa saatetaan tästä syystä käsitellä normaalina ja aproksimaationa se lieneekin useimmissa tapauksissa riittävä. Tärkeintä kuvasta on kuitenkin huomata, että erän/kiekon 1 perusteella tehty karakterisointi antaisi liian hyvän kuvan hajonnasta. Tällöin jokin hyväksytyn rajalla oleva parametri saattaisi mennä karakterisoinnista läpi, vaikka 2 erän/kiekon kohdalla spesifikaatiolityksiä tulisi varmasti. Toisaalta, jos eriä/kiekoja ei huomata käsitellä erikseen, jää hajontojen muutos helposti huomaamatta ja arvokasta informaatiota menetetään.

Näytteiden valinnassa pitää siis olla jonkinlainen käsitys piirin ja prosessin käyttäytymisestä oikean tilastollisen tarkastelun mahdollistamiseksi. Esimerkiksi kuvan 4.2 molempien erien tai kiekkojen tarkastelu samanaikaisesti normaalijakauman työkaluilla aiheuttaa virheellisen tuloksen. Tilanteessa tulisi tietää joko etukäteen jakauman poikkeaminen normaalista tai sitten arvioida riskiä normaalisuusoletukselle jonkun työkalun turvin, esimerkiksi A-D testin tai histogrammin avulla.

5 Näytteen estimointimenetelmät

Näytteen arvioinnissa kannattaa käyttää apuna hypoteesitestauksen estimointimenetelmiä. Erilaisia testejä näytteen arvioimiseen on useita riippuen jakaumasta ja ongelman tyypistä. Yleinen ongelma on erottaa otoskeskiarvo populaation odotusarvosta. Onko otos tutkittavasta populaatiosta vai ei? Tähän voi käyttää apunaan Z- ja t-testiä hieman tilanteesta riippuen. Esimerkki testien soveltamisesta käytäntöön tällaisessa tapauksessa on karakterisoinnin mittaus, missä verrataan mitattua arvoa spesifikaatiossa esitettyyn kiinteään arvoon. Karakterisointihan usein on juuri tätä: mittauksen vertaamista spesifikaatioon [Lai98, Hög05, Kan05].

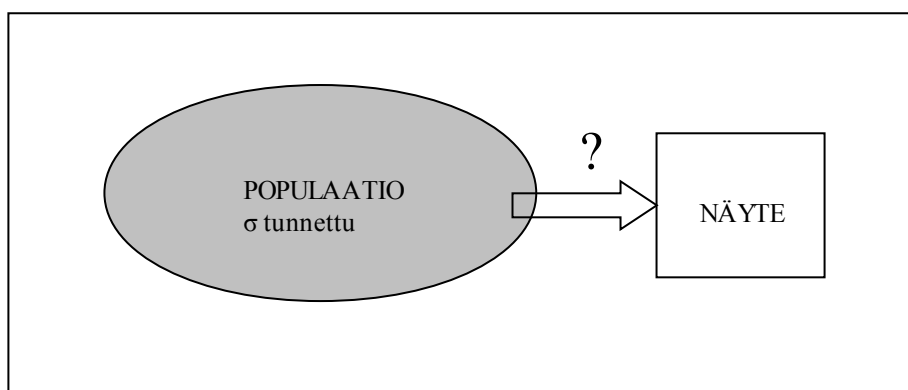
Toinen tyypillinen ongelma on kahden näytteen erottaminen toisistaan. Onko kahden näytteen välillä tilastollisesti merkitsevää eroa vai ovatko ne näytteitä samasta jakaumasta? Tämänkin ongelman ratkaisuun voidaan käyttää edellä mainittuja testejä, kunhan ongelman asettelu ja nollahypoteesi tehdään oikein tarkastelemalla esimerkiksi otoskeskiarvojen erotusta. Käytännön esimerkki soveltamisesta karakterisointiin on osa-, kiekko- ja eräkohtaisten vaihteluiden tutkiminen. Onko kahden kiekon välillä tilastollista eroa vai ei? Tai onko yhdestä kiekosta laskettu otosparametri merkitsevästi poikkeava koko erästä lasketusta otoksesta? [Lai98, Hög05, Kan05]

Kun tutkittavia näytteitä on useampia, voidaan keskiarvojen tutkimisessa käyttää apuna varianssianalyysiä. Usean näytteen erottamisessa keskenään voidaan käyttää myös χ^2 -jakaumaa normaalisuuden tutkimisen kautta [Lai98, Hög05, Kan05].

On hyvä ymmärtää, että suurin osa estimointimenetelmistä perustuu normaalisuuteen tai asympotoottiseen normaalisuuteen. Usein näin voidaan olettaa, mutta pienillä näytteillä ja riskitasoilla alle 0.01, jakaumien todennäköisyyksien arviot ovat suhteellisen epätarkkoja kaukana odotusarvosta. Laskentakaavat ovat vain malleja, joiden tarkkuus todellisuuden suhteen huonontuu siirryttäessä etäämmäksi odotusarvosta. Jotta normaalisuuden konvergenssi olisi riittävä, tulisi näytteitä ottaa hyvin paljon [Lai98, Hög05, Kan05].

5.1 Z-testi

Kun ongelma perustuu hyvin tunnettuun populaatioon, voidaan ongelmaa lähestyä helposti, sillä keskeinen raja-arvolause antaa mahdollisuuden tarkastella näytteitä asympotoottisesti normaalijakautuneina. Esimerkiksi pitkään käytössä olleesta prosessista on kertynyt valtavasti tietoa, joten populaation hajonta ja odotusarvo voidaan kertyneen tiedon perusteella estimoida tarkasti. Tällöin testaukseen soveltuu Z-testi (kuva 5.1). Z-testissä testisuureen jakauma on $(0,1)$ -normaalinen. Karakterisoinnissa Z-testillä ei ole juurikaan käyttöä, mutta siitä voi halutessaan arvioida yksittäisen mittaustuloksen ominaisuuksia standardiepävarmuuden sijasta kun havaintoja on runsaasti (esim. 100 tai 1000). Parametrin μ arvon tarkasteluun käytetään parametrin *harhatonta estimaattoria* μ_0 . Monissa tapauksissa estimaattori on tarkalleen tai ainakin *asympotoottisesti normaalijakautunut*. Asympotoottisuus voidaan hyvällä omallatunnolla olettaa esimerkiksi edellä mainitussa yksittäisen mittauksen tapauksessa suurilla havaintomäärillä.



Kuva 5.1: Z-testin avulla ratkaistavissa oleva ongelma: Tuleeko näyte tunnetusta populaatiosta kun σ tunnetaan?

Kun estimaattorin odotusarvo ja keskihajonta tunnetaan, on Z-testi muotoa

$$z_0 = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \sim Z \sim N(0,1), \quad (21)$$

missä \bar{x} on havaittu otoskeskiarvo, jonka keskihajonta on σ/\sqrt{n} ja μ_0 *harhattoman estimaattorin* odotusarvo. Jos \bar{x} ja μ_0 poikkeavat merkittävästi toisistaan on myös testisuureenarvo z_0 merkittävästi

nollasta poikkeava. Tätä testisuuretta tarkasteltaessa voidaan todennäköisyys laskea suoraan normaalijakaumasta. Testauksessa tavallisimmat hypoteesit ovat

$$H_0: \mu \leq \mu_0, H_1: \mu > \mu_0, \quad (22)$$

$$P_arvo = P(Z \geq z_0), \quad (23)$$

$$H_0: \mu > \mu_0, H_1: \mu \leq \mu_0, \quad (24)$$

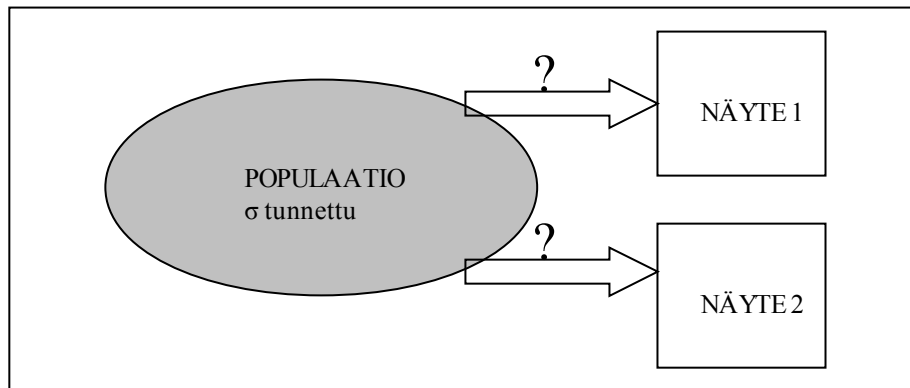
$$P_arvo = P(Z \leq z_0), \quad (25)$$

$$H_0: \mu = \mu_0, H_1: \mu \neq \mu_0, \quad (26)$$

ja

$$P_arvo = P(|Z| \geq |z_0|). \quad (27)$$

Kaksi ensimmäistä testiä ovat yksisuuntaisia ja viimeinen kaksisuuntainen.



Kuva 5.2: Z-testin avulla ratkaistavissa oleva kahden näytteen erottamisongelma: Ovatko näytteet samasta populaatiosta vai eri populaatioista kun σ tunnetaan?

Mikäli halutaan tutkia kahden normaalijakautuneen satunnaismuuttujan odotusarvojen erotusta (kuva 5.2) kun keskihajonta tunnetaan, ts. halutaan erottaa kaksi näytettä toisistaan, voidaan arvioinnissa käyttää testisuuretta

$$z_0 = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2 - \Delta\mu_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim Z, \quad (28)$$

missä tarkastellaan odotusarvojen erotusta, jonka jakauma on

$$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim N\left(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right). \quad (29)$$

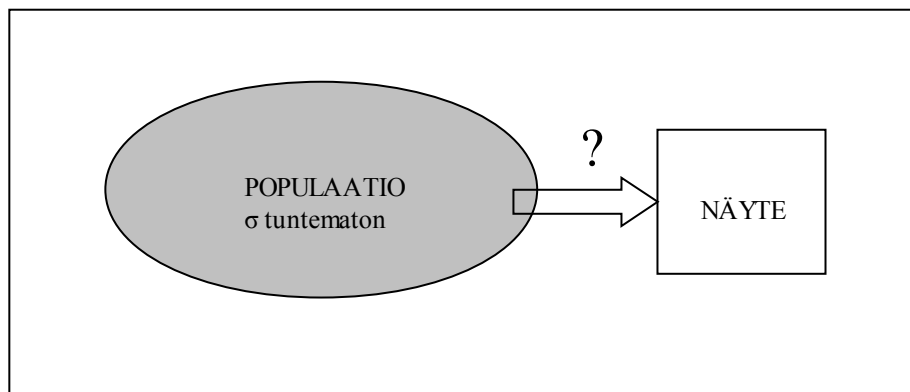
\bar{x}_1 ja \bar{x}_2 ovat otoksien keskiarvot, $\Delta\mu_0$ on se erotuksen arvo, jolla todennäköisyys lasketaan ja σ_1^2/n_1 sekä σ_2^2/n_2 otoksien varianssit. n_1 ja n_2 ovat otoksien havaintojen määrät. Tyypilliset hypoteesit tässä tapauksessa ovat

$$H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0 \quad \text{ja} \quad H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq 0. \quad (30)$$

Otoksien on oltava *riippumattomia* [Lai98, Hög05, Kan05].

5.2 t-testi

T-testi on periaatteessa samanlainen kuin Z-testi, mutta sitä käytetään silloin kun jakauman hajonta on tuntematon (kuva 5.3). Tällainen tilanne on esimerkiksi silloin, kun testattavasta jakaumasta on vähän näytteitä. Tällöin t-jakauman käyttö normaalijakauman sijasta leventää luottamusväliä (painottamalla perustellusti jakauman odotusarvosta etäällä olevaa aluetta) ja antaa paremman arvion hypoteesitestaukseen. *Karakterisoinnissa joudutaan usein käyttämään t-testiä, sillä näytteet ovat yleensä pieniä.*

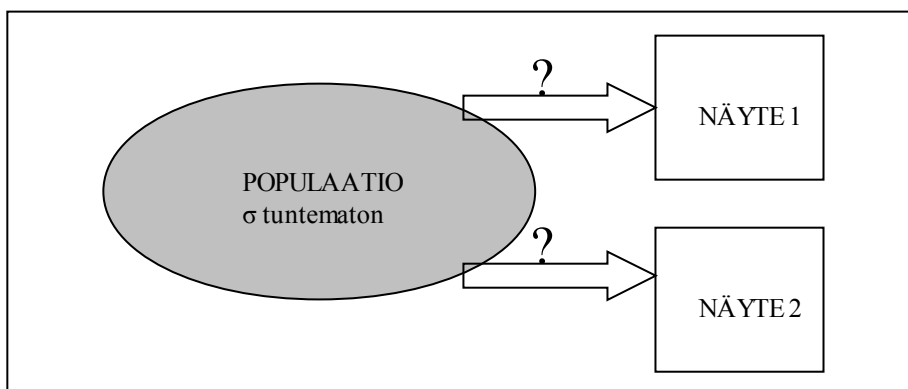


Kuva 5.3: *t*-testin avulla ratkaistavissa oleva ongelma: Tuleeko näyte tunnetusta populaatiosta kun σ ei tunneta?

t-testin testisuure on

$$t_0 = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \sim T, \nu = n - 1, \quad (31)$$

missä \bar{x} ja s/\sqrt{n} ovat otoksen keskiarvo ja keskihajonta ja μ_0 testattava odotusarvo. Hypoteesit ovat *t*-testissä samanlaiset kuin *Z*-testissä ja riskitaso lasketaan samalla tavalla, ainoastaan laskennassa käytettävä jakauma muuttuu *t*-jakaumaksi.



Kuva 5.4: *t*-testin avulla ratkaistavissa oleva kahden näytteen erottamisongelma: Ovatko näytteet samasta populaatiosta vai eri populaatioista kun σ ei tunneta?

Mikäli kahden satunnaismuuttujan variansseja ei tunneta, kannattaa otoksien keskiarvojen erotuksen testaaminen tehdä ns. *likimääräisellä testillä*, joka tunnetaan myös nimellä *Welchin testi* tai *Smith-Satterthwaiten test* (kuva 5.4)

$$t_0 = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2 - \Delta\mu_0}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \sim T, \quad (32)$$

missä tarkastellaan testisuuretta, jonka jakauma on

$$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim N\left(\mu_1 - \mu_2, \frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right). \quad (33)$$

\bar{x}_1 ja \bar{x}_2 ovat otoksien keskiarvot, $\Delta\mu_0$ on se erotuksen arvo, jolla todennäköisyys lasketaan ja s_1^2/n_1 sekä s_2^2/n_2 otosvariانسsit. Parametrit n_1 ja n_2 ovat otoksien havaintojen määrät. Testisuure (32) muistuttaa hyvin selvästi testisuuretta (28) ja sitä käytetään hypoteesitestauksessa samalla tavoin. Todennäköisyys lasketaan t-jakaumasta, jolloin vapausasteiden määrä on

$$v = \frac{[s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2]^2}{\frac{[s_1^2/n_1]^2}{n_1 - 1} + \frac{[s_2^2/n_2]^2}{n_2 - 1}}. \quad (34)$$

Koska testisuure (32) on kuitenkin likimääräistys, on rajatapauksissa viisainta käyttää pienempää riskitasoa nollahypoteesin hyväksymisrajana.

Kaikki testisuureet (21), (28), (31) ja (32) ovat periaatteessa jakaumien standardoimista kyseisille otosparametreille siten, että muodostuva jakauma on $N(0,1)$ -normaalinen. Tällöin voidaan annetuille

riskitasolle katsoa P-arvo suoraan taulukoiduista arvoista. Kannattaa myös huomata, että kaikkien mainittujen suureiden neliöt noudattavat χ^2 -jakaumaa [Lai98, Hög05, Kan05].

5.3 χ^2 -testaus

Normaalisen $N(0,1)$ satunnaismuuttujan neliö noudattaa χ^2 -jakaumaa vapausasteella 1. Myös summa noudattaa jakaumaa vapausasteella n , missä n on summattavien satunnaismuuttujien määrä. Jos tutkittavista otoksista joudutaan laskemaan k kappaletta parametreja testausta varten, tulee vapausasteeksi $n-k$. Esimerkiksi käytettäessä odotusarvon tilalla otoskeskiarvoa tulee vapausasteeksi $n-1$. χ^2 -testi määritellään

$$\chi^2 = \sum_{n=1}^k \frac{(\bar{x}_n - \mu_n)^2}{\sigma_n^2}. \quad (35)$$

Nollahypoteesi on, että näytteet tulevat tutkittavasta jakaumasta. Hylkäysraja on

$$\chi_{laskettu}^2 > \chi_{\alpha, n-k}^2. \quad (36)$$

Valittu riskitaso on α . Kaavaa (35) voidaan käyttää hyväksi näytteiden tutkimisessa sillä mikäli näytteet tulevat samasta populaatiosta noudattaa niiden neliön summa χ^2 -jakaumaa. Jos laskennassa saatava χ^2 -arvo on suurempi kuin taulukoitu χ^2 -arvo asetetulla riskitasolla on syytä hylätä edellä mainittu oletus ja epäillä, että tutkittavat näytteet ovat useista populaatioista [Lai98, Hög05, Kan05, Lep06].

5.4 Varianssianalyysi

Varianssianalyysi on työkalu, jolla voi tutkia useampia odotusarvoja yhtä aikaa. Vastaava testaus voitaisiin suorittaa käymällä läpi kaikki mahdolliset parit vaikkapa kahden keskiarvon t-testillä. Silloin ei huomioida kuitenkaan sitä, että riski hylätä nollahypoteesi yhdessä testissä on huomattavasti pienempi kuin useassa peräkkäisessä testissä. Todennäköisyys hylätä nollahypoteesi ainakin yhdessä testissä on kaikkien suoritettavien vertailujen yhdiste, joka on riippumattomille otoksille vertailujen lukumäärä r kertaa valittu α . Tällaisen ongelman ratkaisussa *yksisuuntainen varianssianalyysi* on paikallaan. Varianssianalyysissä muuttujien otoskeskiarvoja verrataan toisiinsa varianssin kautta.

Karakterisoinnissa varianssianalyysia voidaan käyttää esimerkiksi usean kiekon/erän tulosten vertailussa [Lai98, Hög05, Lep06].

6 Näytteen koko

Näytteen koko on tilastollisen analyysin perusongelmia ja usein myös vaikea tehtävä. Riittämätön otoskoko on yhä yleinen ongelma kliinisessä tutkimuksessa [Sch01, Lew00]. Riittämätön näytekoko tuottaa myös runsaasti harhaanjohtavaa tutkimustietoa [Ver05]. Tilastollisen analyysin huolellinen suunnittelu auttaa tähän ongelmaan. Ongelma tulisi määritellä hyvin ja otoksien tilastollinen riippumattomuus tulisi huolellisesti varmistaa. Ongelmassa pitää myös huomioida, että otoksien koko on riittävän suuri, jotta tilastollinen merkittävyys saavutetaan. Puhutaan *testin tehosta*. Näytekoon arvioinnilla on myös selkeä taloudellinen ulottuvuus, sillä liian pieni näytekoko ei ole tilastollisesti merkittävä ja saattaa johtaa väärin johtopäätöksiin hukaten resursseja ja aikaa. Toisaalta liian suuri näytekoko hukkaa myös resursseja ja aikaa. Liian suuri otos voi myös löytää tilastollisesti merkitseviä eroja, joilla ei ole tieteellistä merkittävyyttä [Len01, Ver05].

On monia tapoja lähestyä näytekoon ongelmaa. Ongelman ratkaisumalli riippuu paljon itse ongelmasta. Näytekokoa voidaan arvioida edellä kappaleissa 5.1 ja 5.2 esitettyjen Z- ja t-testien testisuureiden avulla, jolloin näytemäärää arvioidaan riskitason kautta. Näissä tosin jo oletetaan, että tutkittava populaatio on normaalin. Joissakin tapauksissa näytettä on järkevää kasvattaa niin kauan, että otoskeskihajonta ja edelleen luottamusväli saadaan halutulle tasolle. Näin menetellään varsinkin, jos ollaan kiinnostuneita yksittäisen havainnon käyttäytymisestä koko populaatiossa eli halutaan, että otoksesta laskettu hajonnan estimaattori kuvaaisi mahdollisimman tarkasti koko populaation hajontaa. Karakterisoinnissa näytemäärät ovat useimpien parametrien osalta pieniä, joten koko populaation estimointi ei ole edes järkevää, vaan on parempi käsitellä otossuureita.

Kaikkia edellä mainittuja näytekoon arviointimenetelmiä yhdistää yksi heikkous. Ne ovat iteroivia menetelmiä, jotka vaativat ennakkomittaustuloksia. Siksi kaikkein paras tapa näytemäärän arviointiin on testin tehon ja erotuskyvyn määrittäminen etukäteen. Tätä menetelmää tulisi käyttää aina kun se on mahdollista. Jos tutkittavan populaation varianssi on tuntematon tai se tunnetaan hyvin huonosti, ei tätä menetelmää voida käyttää, vaan joudutaan käyttämään iteroivia menetelmiä.

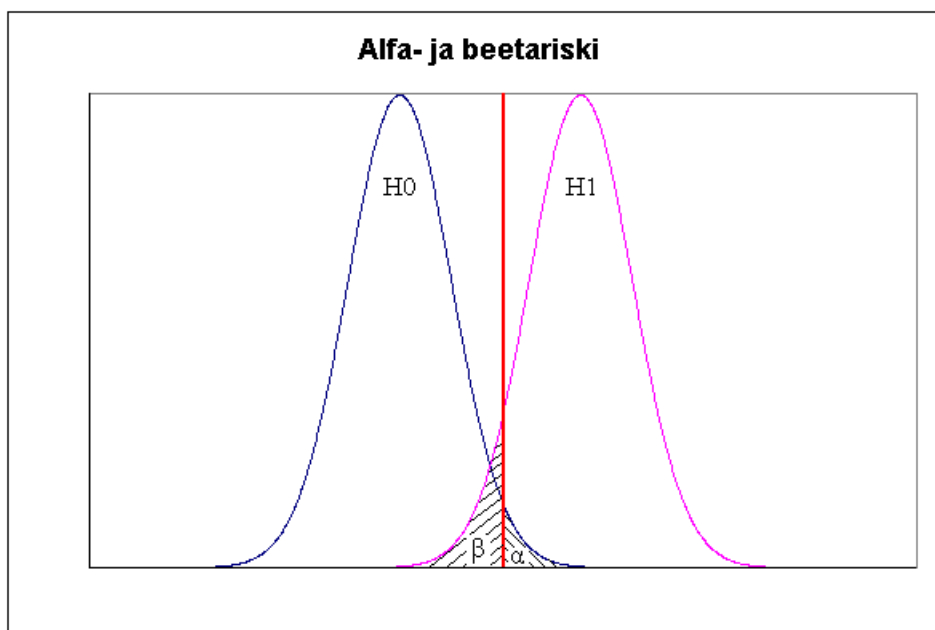
6.1 Testin erotuskyky sekä teho

Testin tehon määrittäminen on kriittinen osa näytteen arviointia. Testin tehon määrittäminen kuuluu tehdä jo valmisteluvaiheessa ennen aineiston hankintaa, poiketen tällä tavalla estimointimenetelmien työvälineistä. Tehoa ei kannata arvioida aineistosta, joka on jo hankittu vaan analysoinnissa tulisi käyttää muita menetelmiä, kuten luottamusvälit ja estimointimenetelmät. Toisaalta hankittua aineistoa kannattaa ja pitääkin käyttää näytteen arviointisuureiden parametrien arvioinnissa, mikäli vastaava koe toistetaan.

Puhutaan yleisesti tyyppin 1 ja tyyppin 2 virheistä (taulukko 6.2 ja kuva 6.1) sekä alfa- ja beetariskistä. Tyyppin 1 virhe tarkoittaa sitä, että hylätään nollahypoteesi, vaikka se todellisuudessa on oikea. Toisin sanoen havaitaan tilastollisesti merkitsevä ero, vaikka sitä ei todellisuudessa ole. Tyyppin 1 virheen realisoitumisesta käytetään nimeä alfariski. Yleensä alfariski asetetaan 5-10 %:n tasolle. Toinen virhetyyppi on tyyppin 2 virhe, eli hyväksytään nollahypoteesi, vaikka se todellisuudessa on väärä. Toisin sanoen ei havaita merkitsevää eroa, vaikka sellainen todellisuudessa on olemassa. Tätä virhettä kutsutaan beetariskiksi. Beetariski asetetaan yleensä 10–20 %:n. Testin teho määritellään $1-\beta$ ja se kuvaa todennäköisyyttä havaita todellinen ero. Kun testin kokonaisriskitaso on asetettu, joudutaan alfariskiä pienennettäessä lisäämään beetariskiä ja toisinpäin. Näytekokoa nostamalla saadaan pienennettyä molempia. Perinteisesti alfavirheen hallintaan on kiinnitetty enemmän huomiota, vaikka molemmat ovat nykyaikaisessa prosessin kontrolloinnissa vähintäänkin yhtä tärkeitä. Kolmas tehon määrittämiseen liittyvä asia on testin erotuskyky. Kuinka pieni ero näytteiden välillä halutaan merkitsevästi havaita? [Ver05, Kan05]

Taulukko 6.1: Tilastollisen päättelyn virheet

		Tilastollinen tulos	
		$A \neq B$	$A = B$
Totuus	$A \neq B$	Oikea päätös	Tyyppin 2 virhe
	$A = B$	Tyyppin 1 virhe	Oikea päätös



Kuva 6.1: Näyteköön arvioinnin riskit

Aivan viimeaikoja lukuun ottamatta näyteköön arviointi on ollut tutkimuksissa hyvin vaikeaa. Jos yksinkertaiset jatkuvien normaalisten jakaumien keskilukututkimukset jätetään pois, on näyteköön arviointi perustunut enemmän fiilikseen, kuin statistiikkaan. Lisäksi ongelmaa on tutkittu melko vähän. Monissa tilastotieteen oppikirjoissa ei ole lainkaan käsitelty aihetta. Yksittäiset julkaisut ovat käsitelleet ongelmaa jonkun erityisen tutkimuksen näkökulmasta, mutta systemaattinen tutkimus on ollut vähäistä. Jos tutkittava ongelma on esimerkiksi monisuuntainen varianssianalyysi, jossa on runsaasti testattavia muuttujia, on näyteköön arvioiminen jo pelkästään matemaattisesti raskas tehtävä. Uudet tietokoneohjelmat ovat kuitenkin muuttaneet tilannetta merkittävästi ja tilastollisten riskitasojen ja tehon arviointi on muuttunut luotettavammaksi ja pakolliseksi osaksi kaikkia vakavasti otettavia tutkimuksia. Lisäksi tilastotieteen tutkimus alalla on edistynyt ja käytännön läheisiä, yksinkertaisia metodeja arviointiin on kehitetty [Len01, Ver05].

Erilaiset tutkimuskohteet ovat muokanneet kokeellisia näyteköön arviointikaavoja hyvin monenlaisiin muotoihin. Esimerkiksi lääketieteestä löytyy runsaasti erilaisia laskentatapoja näyteköölle. Lääketieteellinen koe on hyvä esimerkki melko hankalasti hahmotettavasta näytemäärän ongelmasta, jossa oikea määrä on kuitenkin ehdottomasti osattava arvioida. Kokeissa mitattavat asiat voivat olla hyvinkin abstrakteja (usein *ei-parametrisia*) ja mittauksen vasteet vaikeasti tulkittavia. Integroidun piirin karakterisoinnissa tutkittavat asiat ovat kuitenkin hyvin määriteltyjä ja normaalisuuden oletus usein oikea. Lisäksi karakterisoinnissa käsitellään lähinnä keskilukuja, joiden näytemäärän arviointi on suhteellisen yksinkertaista. Useilla laskentakaavoilla parametrille keskilukumuuttujille on yhteneväisiä piirteitä ja yleensä näyteköön arviointisuure noudattaa kaavaa

$$N \approx C \cdot \frac{(Z_{\alpha/2} + Z_{\beta})^2}{(\text{erotuskyky})^2}. \quad (37)$$

Testisuureen N arvo on likimääräinen arvio näytteen koolle *per tutkittava ryhmä*. C on vakio. $Z_{\alpha/2}$ ja Z_{β} ovat normaalijakauman Z arvot määritetyillä riskitasoilla. Esimerkiksi jos $\alpha=0.05$ niin $Z \approx 1.96$. *Erotuskyky* määritellään tilanteesta riippuen eri tavoin, mutta jatkuville normaalisille satunnaismuuttujille se esitetään hyvin intuitiivisesti siten, että se on eroavaisuuden δ ja hajonnan σ välinen suhde δ/σ . Kaavasta (37) kannattaa huomata, että *kiinteällä näytekoolla alfa- ja beetariskin summa on vakio*.

Kaavan (37) alkuperä avautuu kun tarkastellaan z-testin testisuuretta (28). Näyttemäärän määrittäminen on kahden jakauman erottamista keskenään, joista toinen on jakauma, joka aiheuttaa alfariskin (H_0 kuvassa 6.1) ja toinen on tuntematon jakauma, joka aiheuttaa beetariskin (H_1 kuvassa 6.1). Nyt testataan kyetäänkö näitä erottamaan toisistaan, mikäli niiden keskiarvojen ero on δ . Ratkaistaan yhtälö (28) näyttemäärän n suhteen ja merkitään $Z_0 = Z_{\alpha/2} + Z_{\beta}$, $\bar{x}_1 - \bar{x}_2 = \delta$ sekä $\Delta\mu_0 = 0$. Tämän lisäksi tehdään oletukset $\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma$ ja $n_1 = n_2 = n$, jolloin kaava saadaan muotoon

$$n = 2 \cdot \frac{(Z_{\alpha/2} + Z_{\beta})^2}{(\delta/\sigma)^2}. \quad (38)$$

Kaavaa (38) käytetään yleisesti jatkuvien normaalisten keskilukujen näyttemäärän arvioinnissa. Siinä on kuitenkin ongelmia, sillä periaatteessa pienillä näyttemäärillä riskitasojen laskenta pitäisi tehdä t-jakauman avulla, jonka arvo riippuu näyttemäärästä, jota yritetään arvioida. Jos yhtälö (38) määritellään T-jakaumalle *Welchin testin pohjalta* saadaan suure

$$n = 2 \cdot \frac{(T_{\alpha/2} + T_{\beta})^2}{(\delta/s)^2}. \quad (39)$$

Yhtälö (39) sopii myös pienen näyttemäärän koon arviointiin. Toisaalta sen käyttö on hankalampaa sillä sopivaa arvoa joudutaan iteroimaan. Tämä tapahtuu siten, että valituilla riskitasoilla lasketaan n -arvoja eri vapausastekäyrille kunnes ne täsmäävät.

Edellisen ongelman yhtälössä (38) tehdään oletus $\sigma_1 = \sigma_2$ tuntemattomasta jakaumasta H_1 . Ennen kuin tällainen oletus voidaan tehdä, tulisi perustelu miettiä tarkkaan. Kuinka hyvin mitattavan parametrin keskiarvon ja hajonnan suuruusluokka tunnetaan? Voivatko nämä poiketa merkittävästi oletetusta tasosta?

Kun oletus H_0 :n ja H_1 :n yhtenevästä hajonnasta jätetään pois, saadaan informatiivisempi suure, josta nähdään selvästi tuntemattoman H_1 :sen aiheuttaman jakauman vaikutus näytemäärään.

$$n = \frac{(Z_{\alpha/2} + Z_{\beta})^2}{\delta^2 / (\sigma_1^2 + \sigma_2^2)} \quad (40)$$

tai

$$n = \frac{(T_{\alpha/2} + T_{\beta})^2}{\delta^2 / (s_1^2 + s_2^2)} \quad (41)$$

riippuen arvioidusta näytekoosta.

Esimerkiksi sellaisessa tilanteessa jossa $\sigma_1=1$ ja $\sigma_2=1.5$, yhtälö (38) arvioi tarvittavan näytemäärän *lähes puolet pienemmäksi* kuin yhtälö (40). Samalla molempien riskien hallinta menetetään ja tilastollisesti merkitseviä eroja ei enää havaita. Alkujaan 5 %:n alfa- ja beetariskille mitoitettu näytemäärä kykenee enää noin 10 %:n yhteisriskiin. Jos $\sigma_1=1$ ja $\sigma_2=2$ niin yhteisriski on jo noin 20 %. Voidaan myös osoittaa esimerkiksi yhtälöstä (38) johtamalla, että *beetariski pienentyy eksponentiaalisesti näytekoon kasvaessa* [Ver05]. Tämä tarkoittaa sitä, että tilastollisesti merkityksellisen ja merkityksettömän kokeen raja voi olla näytekoon suhteen pieni. *Suhteellisen pieni muutos näytekoossa voi erottaa onnistuneen ja epäonnistuneen kokeen toisistaan.*

Kolmas ongelma molemmissa kaavoissa (38) ja (40) on tarkkuus todennäköisyyksille kaukana odotusarvosta. Molemmat perustuvat teoreettisiin jakaumiin, joiden kyky kuvata todellisuutta huonontuu siirryttäessä etäämmälle odotusarvosta. Tämä tarkoittaa sitä, että mitä pienemmät ovat riskitasot, sitä epätarkemmaksi näytemäärän arvio muuttuu [Lai98]. T-jakaumiin perustuvilla näytekoon estimointikaavoilla (39) ja (41) ei ole tätä ongelmaa, sillä niillä ei pyritäkään samanlaisiin tarkkuuksiin. Lisäksi t-jakauma nimenomaan paksuntaa jakauman alhaisen todennäköisyyden aluetta pienillä näytteillä korjaten tätä virhettä.

Oikeansuuntainen näytemäärän arvio perustuu pitkälle ennakkokäsityksiin mitattavasta ilmiöstä. Mikäli ennakkokäsitystä ei ole, voidaan riittävästä näytemäärästä tehdä parhaimmillaankin ainoastaan suuntaa antavia arvioita [Sch01, Lew00].

6.2 Luottamusvälit

Luottamusvälillä pyritään määrittelemään kuinka hyvin otos kuvaa populaation odotusarvoa. Luottamusvälillä tarkoitetaan rajoja, joiden sisällä populaation odotusarvon oletetaan tietyllä varmuudella olevan. Yleensä luottamusvälinä käytetään 95 %:n varmuutta. Asian voi ilmaista myös siten, että jos toistoja tehdään rajaton määrä, 95 % tuloksista on laskettujen rajojen sisällä. Luottamusväli on suure, joka lasketaan valmiista aineistosta ja se tulisi aina ilmoittaa tilastollisen analyysin tuloksille. Luottamusväli on hyvä suure kuvaamaan tulosten luotettavuutta ja sen hallinta on helppoa, sillä sitä voi pienentää näytemäärää kasvattamalla. Näyteköön estimointiin luottamusväli on hyvä työkalu silloin, kun näytekokoa voidaan nopeasti ja vaivattomasti säätää.

Jos populaation keskihajonta tunnetaan, toisin sanoen näyte on riittävän suuri, luottamusväli normaalijakautuneen otoksen keskiarvolle määritellään

$$\bar{x} - Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} . \quad (42)$$

Luottamusväli lasketaan kaksisuuntaisesti. Esimerkiksi 95 %:n luottamusvälille $\alpha=0.05$ eli $Z_{0.025} \approx 1.96$. Parametri σ/\sqrt{n} on otoskeskiarvon hajonta, jota kutsutaan myös *keskiarvon keskivirheeksi*.

Mikäli populaation hajonta on tuntematon, eli näytteitä on vähän, käytetään luottamusvälin laskentaan t-jakaumaa

$$\bar{x} - T_{\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + T_{\alpha/2} \frac{s}{\sqrt{n}} , v = n - 1 , \quad (43)$$

missä s on σ :n *estimaattori*. Esimerkiksi 95 %:n luottamusvälille $\alpha=0.05$ eli $T_{0.025} \approx 2.26$ kun vapausaste $v=9$ eli näytteitä on 10.

Taulukko 6.2 kuvaa näytemäärän vaikutusta luottamusvälin laskennassa käytettäviin arvoihin. Taulukosta voi huomata, että kappaleessa 3.4 mainittu nyrkkisääntö $N=30$ antaa arvoiksi $T_{0.025} \approx 2.05$ ja $Z_{0.025} \approx 1.96$.

Taulukko 6.2: *t- ja Z-jakaumien arvoja kaksisuuntaiselle 95 %:n luottamukselle.*

Näytteiden määrä	t-jakauma, x-arvo	Z-jakauma, x-arvo
5	2.78	1.96
10	2.26	1.96
20	2.09	1.96
30	2.05	1.96
100	1.98	1.96
1000	1.96	1.96

Estimoitaessa normaalijakauman varianssi otoksesta on luottamusvälin määrittäminen myös tälle tehtävä. Varianssin luottamusvälin määrittelyssä käytetään hyväksi χ^2 -jakaumaa, jota riippumattomien satunnaismuuttujien neliöiden summa noudattaa

$$\frac{n-1}{\chi^2_{\alpha/2}} s^2 \leq \sigma^2 \leq \frac{n-1}{\chi^2_{1-\alpha/2}} s^2 \quad \text{missä} \quad \nu = n-1. \quad (44)$$

Esimerkiksi kun $N=10$ 95 %:n luottamusvälille $\alpha=0.05$ eli $\chi^2_{0.025} \approx 19.0$ ja $\chi^2_{0.975} \approx 2.70$. Arvot saadaan joko taulukosta tai taulukkolaskentaohjelmasta.

Myös kahden normaalijakauman erotukselle voidaan laskea luottamusväli

$$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \leq \mu_1 - \mu_2 \leq \bar{x}_1 - \bar{x}_2 + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}. \quad (45)$$

Kaikki edellä mainitut luottamusvälit ovat hyvin intuitiivisia. Ne perustuvat suoraan $N(0,1)$ skaalatun normaalijakauman ja χ^2 -jakauman verhokäyrästä laskettuun todennäköisyyteen. Oikeastaan ne piirtävät rajat verhokäyrälle siten, että sekä ylä- että alapäähän käyrää jää puolet valitun riskitason pinta-alasta [Lai98].

7 Mittausepävarmuuden arviointi

Karakterisoinnin erottamaton osa ovat luonnollisesti mittaukset. Mittauksien avulla hankitaan tilastollinen aineisto haluttujen parametrien tutkimiselle. Mittaustulos on merkityksetön, ellei ole käsitystä sen luotettavuudesta eli mittausepävarmuudesta. Mittaustulos koostuu aina useista tekijöistä, joista mittarin lukema on vain yksi. Koskaan emme kykene saamaan täyttä varmuutta mitatun suureen todellisesta arvosta johtuen erilaisista mittausvirheistä. Mittaustulos on jonkinlainen keskiarvo mittausarvoista, jotka poikkeavat toisistaan erisuuruisten ja muuttuvien mittausvirheiden vuoksi. Mittarin näyttämä voidaan kirjata varsinaiseksi mittaustulokseksi vain, jos lukuisien mittauksiin vaikuttavien virhelähteiden voidaan olettaa olevan merkityksettömän pieniä. Tällöinkin ne saattavat vaikuttaa merkittävästi tuloksen epävarmuuteen. Mittaustuloksen ja mittausepävarmuuden laskeminen on siksi lähes välttämätöntä [Hei01].

Luotettavien mittausten perusedellytys on, että mittaus toistetaan riittävän monta kertaa. Tällöin mittaustulos saadaan mittaoslukemien keskiarvona

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i. \quad (46)$$

Jos mittaukseen liittyvät systemaattiset virheet tunnetaan, tulisi mittaustulokseen tehdä systemaattisen virheen korjaus. Systemaattisen korjauksen jälkeen mittausepävarmuus arvioidaan satunnaistyyppisiksi oletettujen virheiden perusteella. Tämä suoritetaan määrittämällä ensin kunkin virhelähteen standardiepävarmuus ja yhdistämällä ne yhteen yhdistetyksi epävarmuudeksi [Hei01].

7.1 Standardiepävarmuus

“Mittausvirheet ovat tilastollisia muuttujia, jotka seuraavat tilastollisia jakaumia. Mittauksen epävarmuus on yhtä kuin mittauksen keskihajonta” [Cas04].

Standardiepävarmuuden keskeinen perusta on tilastomatematiikan keskeisessä raja-arvolauseessa, jonka mukaan keskiarvojen näytteen jakauma mistä tahansa populaatiosta tulee normaaliseksi riippumatta sen perustana olevan jakauman muodosta. Tämä johtaa myös siihen, että keskiarvon keskihajonta on vähemmän kuin koko populaation keskihajonta kun näytteitä on enemmän kuin 1. Keskiarvon keskihajonta määritellään

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma_x}{\sqrt{n}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x - \bar{x})^2}{n(n-1)}}. \quad (47)$$

Tämä koskee *tyypin A* epävarmuutta, jossa havaintoja samanlaisissa olosuhteissa on useita, yleensä enemmän kuin 10. Tyypin A keskiarvon jakauma oletetaan myös normaaliseksi. Tyypin A epävarmuus perustuu tilastolliseen analyysiin, jolloin se poikkeaa täysin *tyypin B* epävarmuudesta. Tyypin B epävarmuus tulee kyseeseen, jos havaintoja on hyvin vähän ja erilaisista olosuhteista tai niitä ei ole ollenkaan. Tämä tarkoittaa sitä, että raja-arvolausekkeen mukaisesti jakauma muistuttaa tasajakaumaa ja siksi siihen ei voida soveltaa lauseketta 47. Tyypin B epävarmuus määritetään joko kokemuseräisen vaihteluvälin tai mittalaitteen spesifikaation antaman vaihteluvälin avulla.

Yksittäisen mittauksen epävarmuus on helppo laskea soveltaen lauseketta 47, mutta virhelähteitä voi olla muitakin. Esimerkiksi mittarin rajallinen resoluutio, biasoituminen tai käyttäjän toiminta ovat virhelähteitä, jotka lisäävät epävarmuutta. Yhdistetty standardiepävarmuus ilman ristiinkorrelaatiota saadaan kun yhdistetään eri virhelähteiden aiheuttama epävarmuus

$$\sigma_{\bar{x}_{sum}} = \sqrt{\sum_{i=1}^n (\sigma_{\bar{x}_i})^2}. \quad (48)$$

Mittaustulos voidaan tämän jälkeen esittää epävarmuuden sisältävässä muodossa

$$q = \bar{x} \pm \sigma_{\bar{x}_{sum}}. \quad (49)$$

Yksittäisen mittauksen standardiepävarmuus tulisi olla niin pieni, ettei sillä ole merkittävää vaikutusta mittausten joukon muodostaman näytteen tilastolliselle käsittelylle, jolloin yksittäinen mittaus voidaan rinnastaa yksittäiseen havaintoon.

7.2 Mittaustuloksen käsittely

Karakterisoinnin kannalta mittausepävarmuuden käsite kannattaa pitää mielessä, kun suoritetaan yksittäisen tuotteen yksittäistä mittausta. Otetaan esimerkiksi piirin DC-lähtöjännitteen mittaus, jossakin toimintatilassa. Yleensä lähtökohta tällaisen mittauksen suorittamiseen on aikakesiarvo tai mediaani, ehkä joskus moodi. Mittaustulosten käsittelyn kannalta mittauksella on kuitenkin kaksi eri näkökulmaa. Mittaustulos voidaan rinnastaa näytteeksi, jolloin siihen pitää soveltaa tilastollista analyysiä, tai vaihtoehtoisesti mittaustulos voidaan määritellä standardiepävarmuuden avulla, jolloin se rinnastetaan paremminkin yksittäiseksi havainnoksi, jolla tosin on keskihajontaan rinnastettava epävarmuustekijä. Molemmat näkökulmat ovat perusteltuja, mutta niiden käyttäminen riippuu tilanteesta.

Kun mittaus nähdään näytteenä, voidaan otoksen tunnuslukujen perusteella saada tietoa mittauksesta. Keskiarvo, mediaani ja keskihajonta sisältävät informaatiota satunnaisesta vaihtelusta, joka voi johtua mitattavasta osasta tai mittauksesta. Mahdollinen ero keskiarvon ja mediaanin välillä saattaa kertoa biaksesta tai muusta keskiarvoa vääristävästä virheestä. Toisaalta se saattaa olla mitattavan parametrin ominaisuus.

Kun mittausta lähestytään standardiepävarmuuden kautta, voidaan heti huomata tärkeä asia: epävarmuus lähestyy asymptoottisesti nollaa näytekoon kasvaessa. Tämä on merkittävä asia sillä näytekokoa kasvattamalla voidaan standardiepävarmuus saattaa niin pieneksi, ettei sitä tarvitse huomioida mittaustuloksissa ja näytettä voidaan käsitellä yksittäisen havainnon kaltaisena. Karakterisoinnissa tällä on merkittävä etu sillä standardiepävarmuuden avulla voidaan poistaa yksi tilastollista analyysiä vaativa taso kokonaan. Tämä edellyttää kuitenkin, että vain mittauksen keskiarvo on kiinnostava. Keskiarvostaminen suodattaa mittaustuloksista satunnaisten virhelähteiden aiheuttamat tulokset, jonka koko mittaustulospopulaatio sisältää. Otokeskeskiarvon hajonta lähenee asymptoottisesti nollaa ja keskiarvo harhattomasti kohti populaation odotusarvoa.

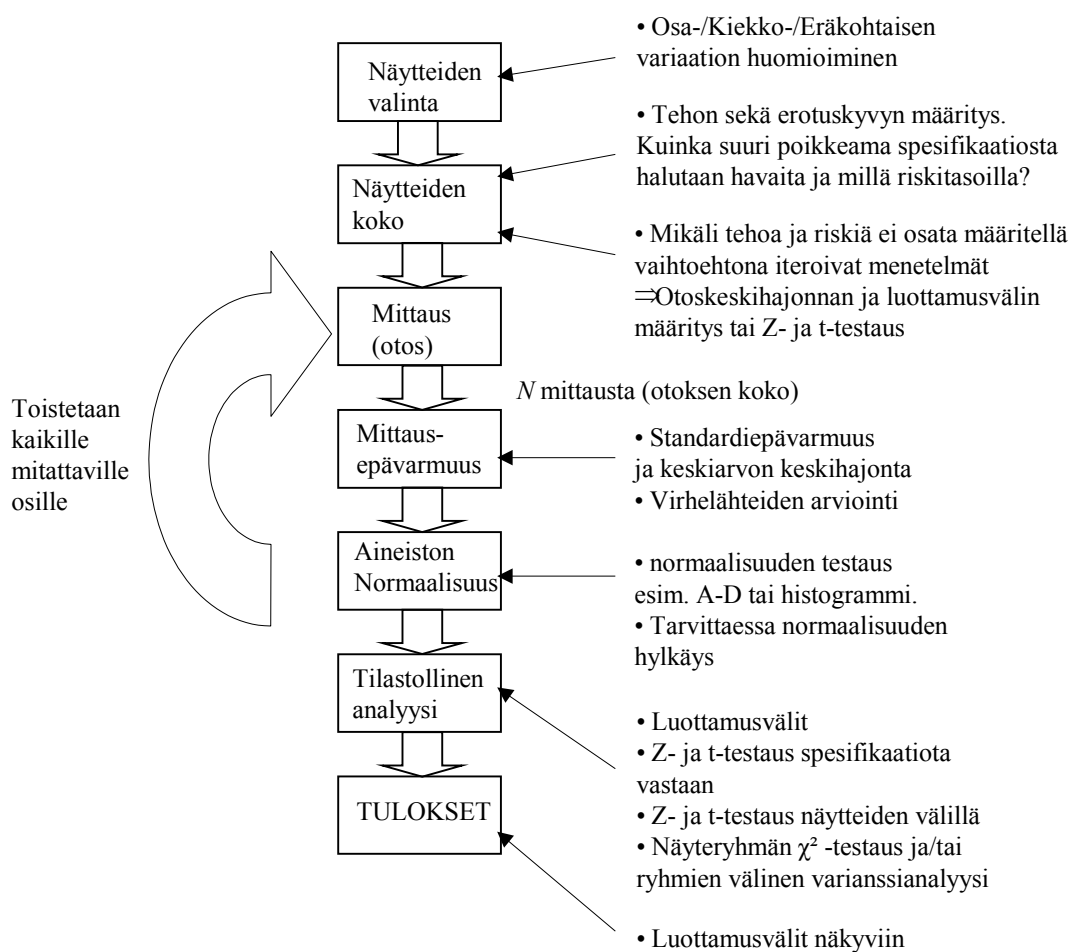
Voidaankin karkeasti todeta, että *otos yksittäisestä tuotteesta kertoo enemmän mittauksen ominaisuuksista ja kyvykkyydestä, kun taas otos tuotteista kertoo laajemmin tuotteiden ominaisuuksista prosessin näkökulmasta.*

8 Yhteenveto kappaleista 2-7

Karakterisoinnin kannalta tärkein päätös tehdään jo suunnitteluvaiheessa: Kuinka näytteet valitaan ja kuinka suuria niiden tulisi olla jotta saavutetaan haluttu teho ja erottelukyky? Edelliseen liittyen: Mitä parametreja karakterisoinnilla halutaan estimoida? Näytteitä valittaessa tulee ymmärtää elektroniikan valmistusprosesseja ja niiden vaihtelua. Osa-, kiekko- tai eräkohtainen vaihtelu on usein tilastollisesti erilaista vaikuttaen prosessin kyvykkyyteen ja saantoon. Näytteiden ollessa pieniä, ei puhdas satunnaisotos anna oikeaa kuvaa piirin toiminnasta, vaan on käytettävä *harkintaotosta*, joka perustuu vahvasti informatiiviseen ennakkokäsitykseen (*a priori*) prosessivaihtelusta. Mittausten analyysi tulisi aina tehdä tilastollisesti oikeiden johtopäätösten aikaansaamiseksi. Tilastollisessa analyysissä tutkittavien ominaisuuksien tulisi olla etukäteen tiedossa ja käytettävät estimointimenetelmät tulisi valita näiden perusteella.

Näytteen kokoa arvioidessa tulisi myös käyttää apuna sopivia tilastollisia menetelmiä. Teho ja erottelukyky tulisi määritellä jo etukäteen. Mikäli mitattavia suureita ei tunneta, voidaan näytekoon arvioinnissa käyttää iteroivia menetelmiä. Tällöin pitää kuitenkin olla käsitys mittauksen epävarmuudesta. Mittauksen epävarmuus tulisi aina arvioida ja tarvittaessa korjata tilastollista käsittelyä tämän perusteella. Usein karakterisoinnissa käsitellään hyvin suurta määrää parametreja, joiden tilastolliset ominaisuudet vaihtelevat huomattavasti. Tämä vaikeuttaa ennen kaikkea näytekoon arviointia. Tällaisessa tilanteessa kannattaa tehdä riskianalyysi etukäteen joillekin tärkeimmille parametreille jos sellainen on mahdollista. Karakterisoinnissa suoritettavat mittaukset ovat lähes aina keskiarvoja, jolloin otoksien käsittelyssä kannattaa käyttää hyväksi tilastotieteen keskeistä raja-arvolauseetta, joka antaa mahdollisuuden käsitellä lähes kaikkia keskiarvoja asymptootisesti normaaleina. Mitatun aineiston normaalisuus tulisi aina määrittää. Tulosten esittelyssä parametrien luottamusvälit tulisi soveltuvien osin aina ilmoittaa.

Kuvassa 8.1 on esitetty esimerkki karakterisointivuosta, joka perustuu tässä dokumenteissa esitettyihin menetelmiin sekä osin empiiriseen kokemukseen hyvästä tavasta suorittaa karakterisointi. Kuvan tarkoituksena on esittää yksinkertainen menetelmä suorittaa karakterisointi hyvällä tavalla.



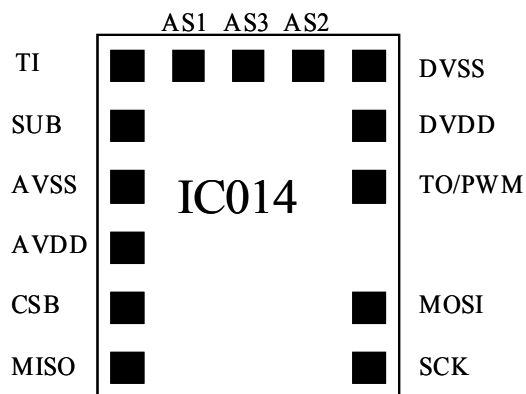
Kuva 8.1: Esimerkki karakterisointivuosta

9 Karakterisoitava piiri

Tämä opinnäyte on syntynyt VTI Technologies Oy:n tarpeesta karakterisoida kiihtyvyyssanturiperheen integroitu rajapintapiiri IC014. VTI:n tuotteissa integroidun piirin tehtävänä on suorittaa C/V-muunnos (Capacitance to Voltage) kapasitiivisen anturin herätteestä ja muokata signaalia käyttäjäystävälliseen muotoon sekä toimia käyttöliittymänä tuotteen ja sen ohjaimen välillä. Piirin pääosat ovat analoginen mittauslohko, signaalinkäsittelylohko, EEPROM-muisti (Electrically Erasable Programmable Read-Only Memory) ja digitaalinen SPI-väylä (Serial Peripheral Interface Bus).

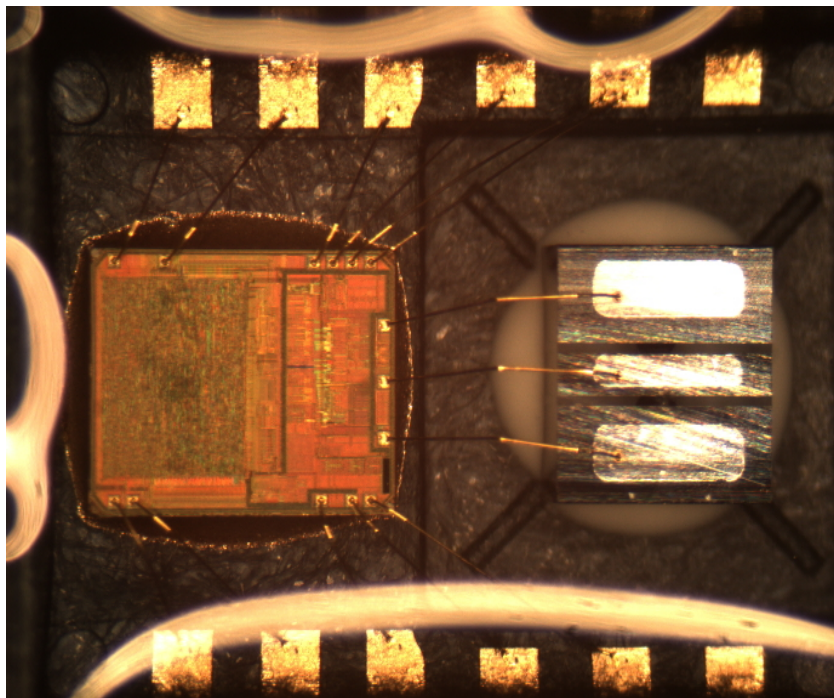
9.1 Piirin ominaisuudet

- IC014 on tarkoitettu yksiakselisen kiihtyvyyssanturin rajapintaan.
- Rajapintana ulkopuolisen ohjaimen kanssa toimii SPI-väylä
- SPI-väylässä pariteettitarkastus
- Nimelliskäyttöjännite on 3.3V
- Ulostulo on mahdollista lukea 9-16 bitin tarkkuudella tai vaihtoehtoisesti pulssisuhdemoduloidusta (PWM, Pulse width modulation) lähdöstä.
- Ulostulon kaista säädettävissä
- Ulostuloformaatti joko kahden komplementti tai etumerkillinen
- Lämpötilakompensointi ulostulon siirtymälle
- Sisäänrakennettu testaus sekä anturille, että EEPROM-muistille
- Vähävirtainen toimintatila



Kuva 9.1: IC014:n liitännät ulkomaailmaan

Kuvassa 9.1 on esitetty IC014:n liitäntäalueet ulkomaailmaan. Karakterisoinnissa piiri oli asennettu joko TQFP48-koteloon (Thin Quad Flat Pack) tai SCA800-tuotekoteloon, jolloin liitäntäalueet oli yhdistetty kultalangalla koteloon. Kontakti piirille saatiin siten kotelon kautta. Kuvassa 9.2 on IC014 SCA800-tuotekotelossa.



Kuva 9.2: IC014 SCA800-tuotekotelossa. Piirin oikealla puolella on piianturi. Kontaktit anturilta ja kotelosta piirille on juotettu kultalangalla. Lopuksi kotelo on täytetty suoja-aineella.

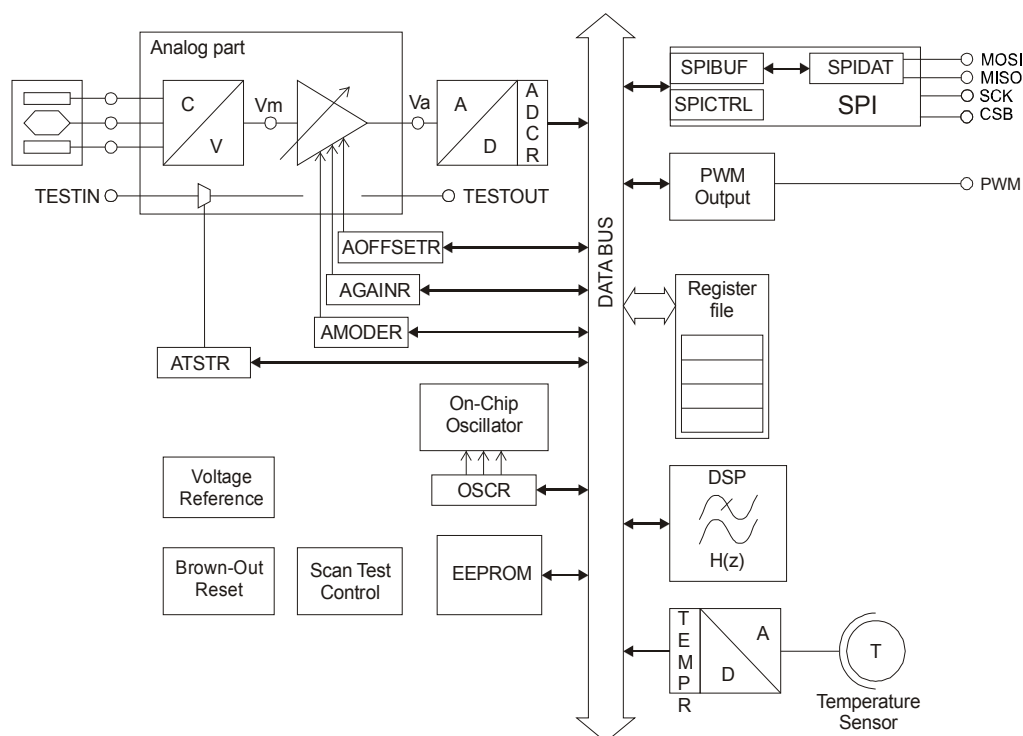
Taulukossa 9.1 on liitäntäalueiden kuvaus.

Taulukko 9.1: IC014:n liitäntäalueiden kuvaus

Nimi	Tyyppi	Kuvaus
AS1	AIO	Anturisignaalin sisäänmeno 1
AS2	AIO	Anturisignaalin sisäänmeno 2
AS3	AIO	Anturisignaalin sisäänmeno 3
AVDD	AI	Positiivinen analoginen käyttöjännite
AVSS	AI	Negatiivinen analoginen käyttöjännite
DVDD	AI	Positiivinen digitaalinen käyttöjännite
DVSS	AI	Negatiivinen digitaalinen käyttöjännite
SUB	AI	Substraatti
TI	AI	Testiherätteen sisäänmeno
TO/PWM	AO	Testivasteen / pulssisuhdemoduloidun signaalin ulostulo
SCK	DI	SPI-väylän kello
CSB	DI	SPI-väylän tuotteen valinta
MISO	ZO	SPI-väylän tiedon ulostulo
MOSI	DI	SPI-väylän tiedon sisäänmeno

Selitykset:

A=analoginen, D=digitaalinen, I=sisäänmeno, O=ulostulo, Z=kolmitilainen liitäntä



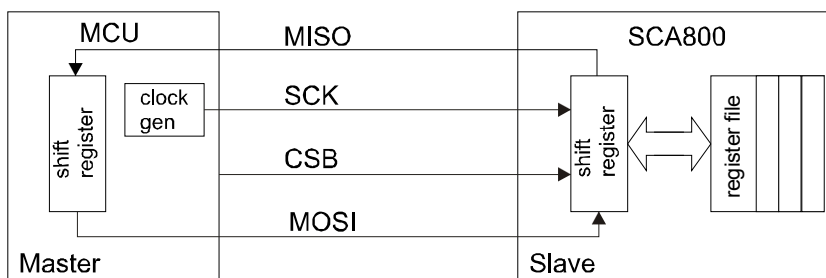
Kuva 9.3: IC014:n lohkokkaavio

Kuvassa 9.3 on esitetty IC014:n lohkokkaavio. Analogiaosan tehtävänä on muuntaa kiihtyvyyssanturilta tuleva kapasitiivinen signaali jännitteeksi ja edelleen kompensoida ja säätää muunnettua signaalia sopivaksi. Tämän jälkeen signaali siirtyy A/D-muuntimelle (Analog to Digital), joka muuntaa

signaalin digitaaliseksi ja siirtää sen piirin sisäiseen väylään. Digitaalinen kiihtyvyyssignaali lämpötilakompensoidaan lämpötila-anturin A/D-muunnellulla digitaalisignaalilla sekä suodatetaan digitaalisesti. Suodatuksen jälkeen signaali on luettavissa, joko SPI:n tai PWM-lähdön kautta. Lisäksi piiri sisältää siirtorekisterin, EEPROM-muistin, jännitereferenssin muuntimille, sisäisen oskillaattorin, josta muodostetaan piirin kellopuu sekä alustuslohkon, joka käynnistää piirin hallitusti.

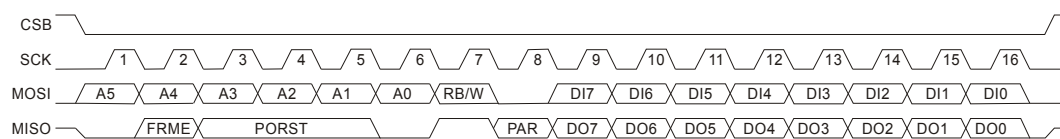
9.1.1 SPI-väylä

Piirin kommunikaatio tapahtuu digitaalisen SPI-väylän kautta, joka on suunniteltu tukemaan lähes kaikkia mikrokontrollereita joissa on ohjelmistopohjainen SPI-tuki. Kuvassa 9.4 on esitetty väylän rakenne. Tiedonsiirto väylässä tapahtuu asynkronisesti riippumatta piirin sisäisen kellon vaiheesta. CSB valitsee kohteena olevan piirin jos väylään on kytketty useita komponentteja. SCK on väylän kello, joka ei siis ole synkronoitu piirin sisäisen kellon kanssa. MISO-linja siirtää tiedon piiriltä ohjaimelle ja MOSI-linja välittää käskyt piirille. Väylää pitkin siirretään tietoa ohjaimen ja piirin siirtorekisterin välillä. Rekisterit ovat sekä luku- että kirjoitustyyppisiä ja pääsy osaan niistä on lukurekistereiden takana. Lukitsemattomat rekisterit on esitetty taulukossa 9.2. Väylä on kaksisuuntainen ja data siirtyy molempiin suuntiin yhtä aikaa. SPI-formaatti ja siirtoprotokolla on esitetty kuvassa 9.5.



Kuva 9.4: Karakterisoitavan piirin SPI-väylä

SPI-käskyrungon pituus on kuusitoista bittiä. MOSI-linjan ensimmäiset kuusi bittiä sisältävät kohteena olevan rekisterin osoitteen ja viimeiset kahdeksan bittiä rekisteriin kirjoitettavan tiedon. Näiden välissä on bitti, jolla määrätään luetaanko vai kirjoitetaanko rekisteri. Luku/kirjoitusbitin jälkeen on yksi kiinteä bitti. MISO-linjan ensimmäinen bitti on kiinteä, jonka jälkeen tulee virheellisen SPI-runkoformaatin indikaattoribitti. Seuraavat kolme bittiä ovat piirin alustuksen indikaattoreita, kaksi seuraavaa kiinteitä ja sitä seuraava pariteetin tarkastus. Viimeiset kahdeksan bittiä sisältävät rekisteristä luettavan tiedon.



Kuva 9.5: SPI formaatti ja siirtoprotokolla

9.1.2 EEPROM

Piiri sisältää EEPROM-muistin johon tallennetaan piirin toiminnan kannalta tärkeitä tietoja, kuten esimerkiksi kalibroinnin kertoimet, sarjanumeron ja ulostuloformaattiin liittyvät asetukset. Muistin käsittely tapahtuu siirtorekisterin välityksellä.

9.1.3 Testattavuus

Piirin testattavuus on suunniteltu laajaksi ja käytännössä kaikki piirin toiminnalliset lohkot voidaan mitata erikseen. Lisäksi piiri sisältää testirakenteita, joiden avulla saadaan sopivat herätteet lohkoille lukuisissa testimoodissa. Testimoodien hallinta tapahtuu siirtorekisterin kautta.

9.1.4 Rekisterikartta

IC014 sisältää siirtorekisterin, josta ohjataan piirin toimintaa ja muistia. Suurin osa rekistereistä on tarkoitettu vain valmistajan käyttöön piirin testaamista ja kalibrointia varten. Nämä rekisterit on lukittu. Lukitsemattomat rekisterit on esitetty taulukossa 9.2.

Taulukko 9.2: IC014:n lukitsemattomat rekisterit

Osoite hex	Nimi	Kuvaus	Moodi Luku(L)/ Luku & Kirjoitus(LK)
00	REVID	ASIC tarkistusnumero	L
01	CTRL	Hallinta	LK
02	STATUS	Tila	L
03	RESET	Piirin nollaus / alustus	LK
04	X_LSB	Ulostulon LSB-runko	L
05	X_MSB	Ulostulon MSB-runko	L
06		Varattu	-
...		Varattu	-
11		Varattu	-
12	TEMP_LSB	Lämpötilan LSB-runko	L
13	TEMP_MSB	Lämpötilan MSB-runko	L
14		Varattu	-
...		Varattu	-
26		Varattu	-
27	ID	Piirin sarjanumero	LK
28		Varattu	-
...		Varattu	-
3F		Varattu	-

10 Mittauslaitteisto ja ohjelma

Integroidun piirin karakterisoinnissa tehdään yleensä suuri määrä erilaisia mittauksia. IC014:n tapauksessa tyypillisiä mittauksia olivat esimerkiksi AC/DC-jännitteen (Alternating Current / Direct Current) mittaustestipisteessä 10 - 100 μV :n tarkkuudella, DC-virran mittaustestipisteessä 1 μA :n tarkkuudella, analogiset ja digitaaliset taajuus- ja vaihevasteet sekä erilaisten transienttien ja vikatilojen testaaminen piirille.

Yksittäisen testin suorittaminen kaikilla variaatioilla voi tuottaa valtavan määrän tilastollisia (μ ja σ) mittaustuloksia. Erilaisia testejä voi olla satoja, tuhansia tai jopa kymmeniä tuhansia ja kun sama testiohjelma suoritetaan useille kymmenille tai sadoille osille on selvää, ettei manuaalinen testaaminen onnistu. *Karakterisoinnin mittauslaitteiston täytyy olla automaattinen jopa siten, että tulostentarkistus on myös mahdollisimman pitkälle automatisoitu.* Automatisoitu laitteisto myös vähentää tulosten vaihtelua, koska mittaukset suoritetaan aina samalla tavalla, eikä inhimillinen tekijä pääse vaikuttamaan mittaustuloksiin.

Toisaalta laitteiston täytyy olla joustava, sillä mittausten edetessä tarvitaan usein lisämittauksia, jos mittauksen tulos ei ole odotusten (simulointien) mukainen. IC014:n tapauksessa karakterisointisuunnitelman ulkopuoliset ja suunnitelman mittauksia tarkentavat mittaukset muodostivat karkeasti arvioiden puolet työmäärästä. Usein uusien mittauksien suorittaminen vaati ainakin ohjelmointia, joskus myös komponenttitason muutoksia. Joustavuuden merkitys on suuri sillä periaatteessa *laitteiston pitäisi kyetä suorittamaan mielivaltaisen mittauksen mielivaltaisesta testipisteestä vieläpä mielivaltaisella tarkkuudella.*

10.1 Tietokoneavusteinen mittaussysteemi

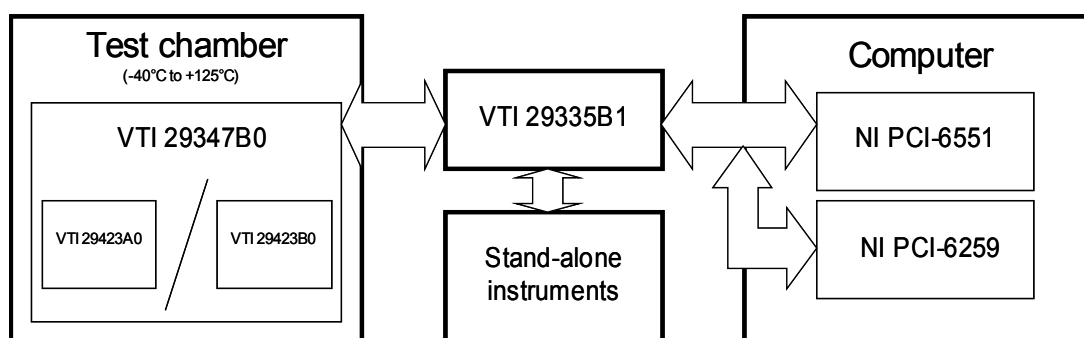
Kun lähtökohtana karakterisointilaitteiston suunnittelulle on mahdollisimman pitkälle viety automatisointi, on selvää, että parhaiten tehtävästä selviää tietokone. Tietokoneavusteisen mittauslaitteiston rakentaminen on nykyään vaivatonta, sillä laitevalmistajilla on Windows-yhteensopivat ajurit käytännössä kaikille uusille ja myös suurelle osalle vanhoista mittauslaitteista. Windows-ympäristöön tehtyjä mittaussuunnitelmia on myös kehitetty, joista yleisimpiä lienevät graafiset ohjelmointikielet Agilent VEE ja National Instruments Labview. Labview on pikkuhiljaa ottanut paikan epävirallisena testausuunnittelun teollisuusstandardina. VEE on lähinnä

puhtaassa laboratoriokäytössä, eikä se ainakaan tämän dokumentin kirjoitusvaiheessa sovellu teollisuuden käyttötarkoituksiin. Monet laitevalmistajat julkaisevat suoraan Labview-ajurit mittalaitteilleen, mikä tekee ohjelmasta vieläkin helppokäyttöisemmän.

Varsin järkevä pohja lähteä rakentamaan teollisuusorientointunutta karakterisointilaitteistoa on siis automatisoitu tietokoneavusteinen mittalaittekokonaisuus, jossa ohjelmointi tapahtuu Labviewillä. Näin kyetään hyvin vastaamaan mielivaltaisen mittauksen paradoksiin, sillä joustavuus on mainitun ratkaisun ominaisuus.

10.2 Karakterisoinnissa käytetty mittauslaitteisto

IC014:n karakterisoinnissa käytetyn mittauslaitteiston karkea lohkokaavio on esitetty kuvassa 10.1. Rakenne on periaatteessa hyvin yksinkertainen ja joustava.



Kuva 10.1: Karakterisointilaitteiston lohkokaavio

Laitteiston yksinkertaisuudesta ja joustavuudesta seuraa, että suurin osa toiminnallisuudesta muodostetaan ohjelmistolla. Tiedonkeruu sekä herätteiden muodostus suoritetaan ulkoisilla mittalaitteilla, jotka on esitelty taulukossa 10.2 sekä tietokoneeseen asennetuilla tiedonkeruukorteilla, jotka on esitelty taulukossa 10.3. Tiedonkeruukortit ovat tietokoneavusteisessa mittauslaitteistossa oivallisia mittausvälineitä, koska niillä voidaan hyvin helposti muodostaa monimutkaisia herätteitä ja samalla mitata suhteellisen korkeita taajuuskomponentteja sisältäviä vasteita. Digitaalista PCI-6551 (Peripheral Component Interconnect) tiedonkeruukorttia käytetään lähinnä SPI-liikennöintiin ja PCI-6259 tiedonkeruukorttia analogisiin mittauksiin/herätteisiin ja releohjaukseen. Oskilloskooppia tarvitaan näytteenottotaajuuksiltaan korkeissa mittauksissa, jolloin tiedonkeruukorttien nopeus ei ole riittävä. Funktiogeneraattorin päätarkoitus on ulkoisen kellon generointi, mutta sitä käytetään myös erikoisempien pulssimuotoisten herätteiden muodostukseen. Jännitereferenssillä saatiin muodostettua

hyvin tarkkoja referenssijännitteitä esimerkiksi muuntimien mittaukseen. Käytännössä kaikki DC-jänniteherätteet muodostettiin referenssillä. Teholähteeltä otettiin käyttövirta piirilevyjen komponenteille sekä reguloiduille jännitteille. Tyypijäähdytteisen testikammion avulla tuotteen lämpötilaa pystyttiin säätämään spesifikaation mukaisille äärirajoille (– 40 °C – 125 °C)

Taulukko 10.1: *Karakterisointilaitteiston piirilevyt*

Piirilevyn numero	Kuvaus
VTI 29335 B1	Mittauslaitteiston ydin. Huolehtii laitteiston lohkojen toiminnasta ja keskinäisestä kommunikaatiosta sekä mitattavan piirin herätteistä ja vasteista. Sisältää runsaasti releitä, joiden lisäksi lähinnä regulaattoreita, virtalähteitä ja puskureita.
VTI 29347 B0	Piirilevy, jonka elektroniikan täytyy olla lähellä mitattavia piirejä ja sietää ankaria olosuhteita. Sisältää lähinnä puskureita.
VTI 29423 A0	IC014 TQFP-kotelon testikanta
VTI 29423 B0	SCA800-tuotteen testikanta

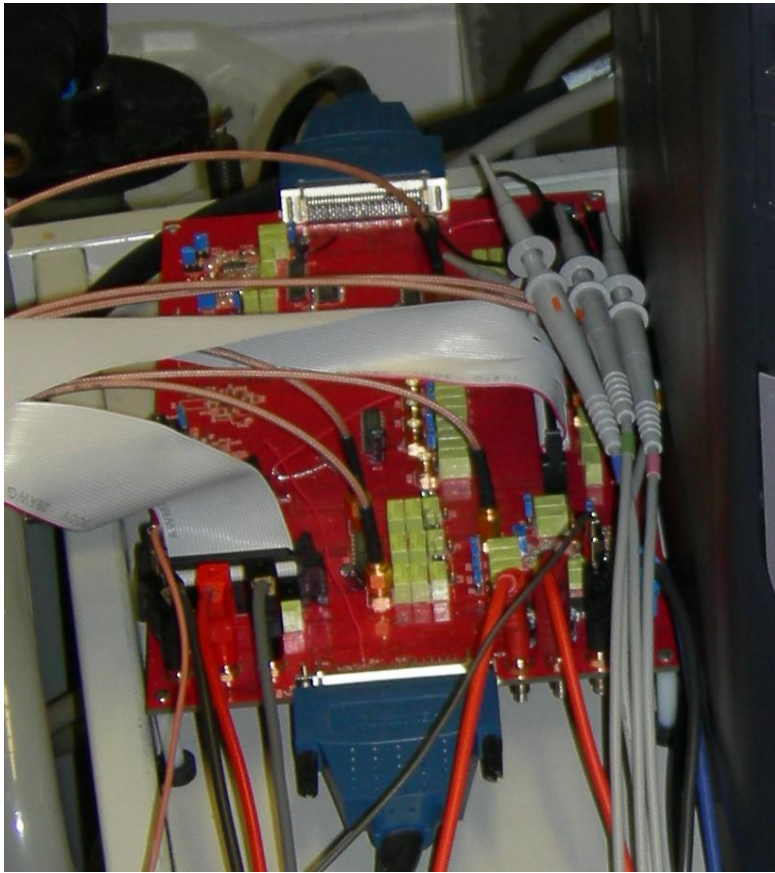
Taulukko 10.2: *Karakterisointilaitteiston ulkoiset mittalaitteet*

Valmistaja	Malli	Kuvaus
Agilent	MSO6034A	300MHz, 2Gsa/s oskilloskooppi
Agilent	33220A	20MHz funktiogeneraattori
Hewlett-Packard	E3631A	Teholähde
Hewlett-Packard	3245A	Jännitereferenssi

Taulukko 10.3: *Karakterisointilaitteiston tiedonkeruukortit*

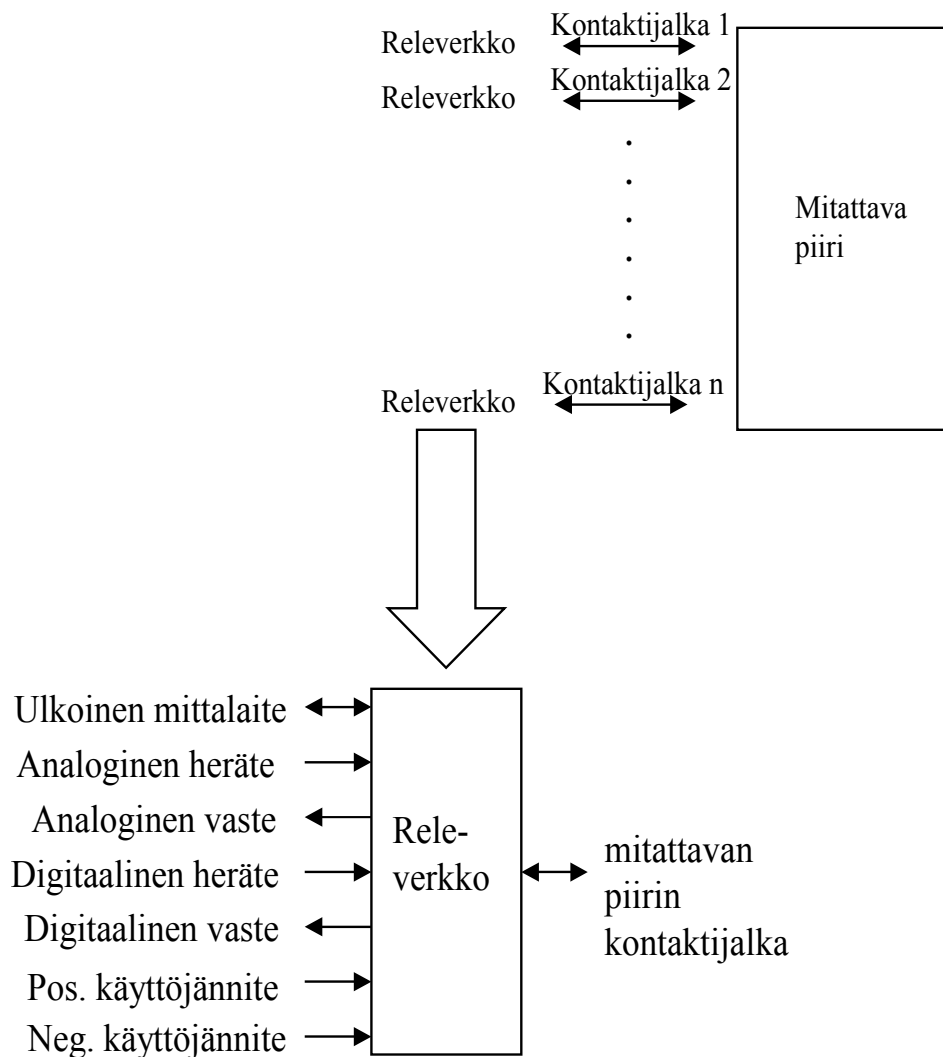
Valmistaja	Malli	Kuvaus
National Instruments	NI PCI-6551	50MHz digitaalinen tiedonkeruukortti
National Instruments	NI PCI-6259	1.25Msa/s tiedonkeruukortti

Laitteistoa varten suunniteltiin neljä piirilevyä, jotka on esitelty taulukossa 10.1. Laitteiston toiminnan kannalta tärkein niistä on rajapintapiirilevy VTI29335B1 (kuva 10.2), jonka tehtävänä on kontrolloida ja reitittää mittauslaitteiston signaaleja oikeisiin paikkoihin.



Kuva 10.2: IC014:n karakterisointilaitteiston rajapintalevy.

Suurin osa suunnitellusta elektroniikasta on sijoitettu tälle levyille. Levyn rakenne on periaatteessa hyvin yksinkertainen, sillä sen tärkein tehtävä on reitittää signaaleja testattavalle piirille. Signaalien reitityksen idea on esitetty kuvassa 10.3.



Kuva 10.3: Karakterisointilaitteiston signaalien reititys

Mitattavan piirin jokaiselle jalalle voidaan releverkon avulla kytkeä periaatteessa mielivaltainen heräte tai mitata mielivaltainen vaste. Jokaiselle jalalle on oma releverkkonsa, joten jalkojen tilat ovat riippumattomia toisistaan. Tällä tavoin luodaan yksinkertainen ja joustava rakenne, jolla voidaan helposti suorittaa erilaisia mittauksia. Käytännössä ihan kaikkea ei tarvitse kaikilta jaloilta mitata, joten releverkkoa voidaan harkinnan mukaan karsia.



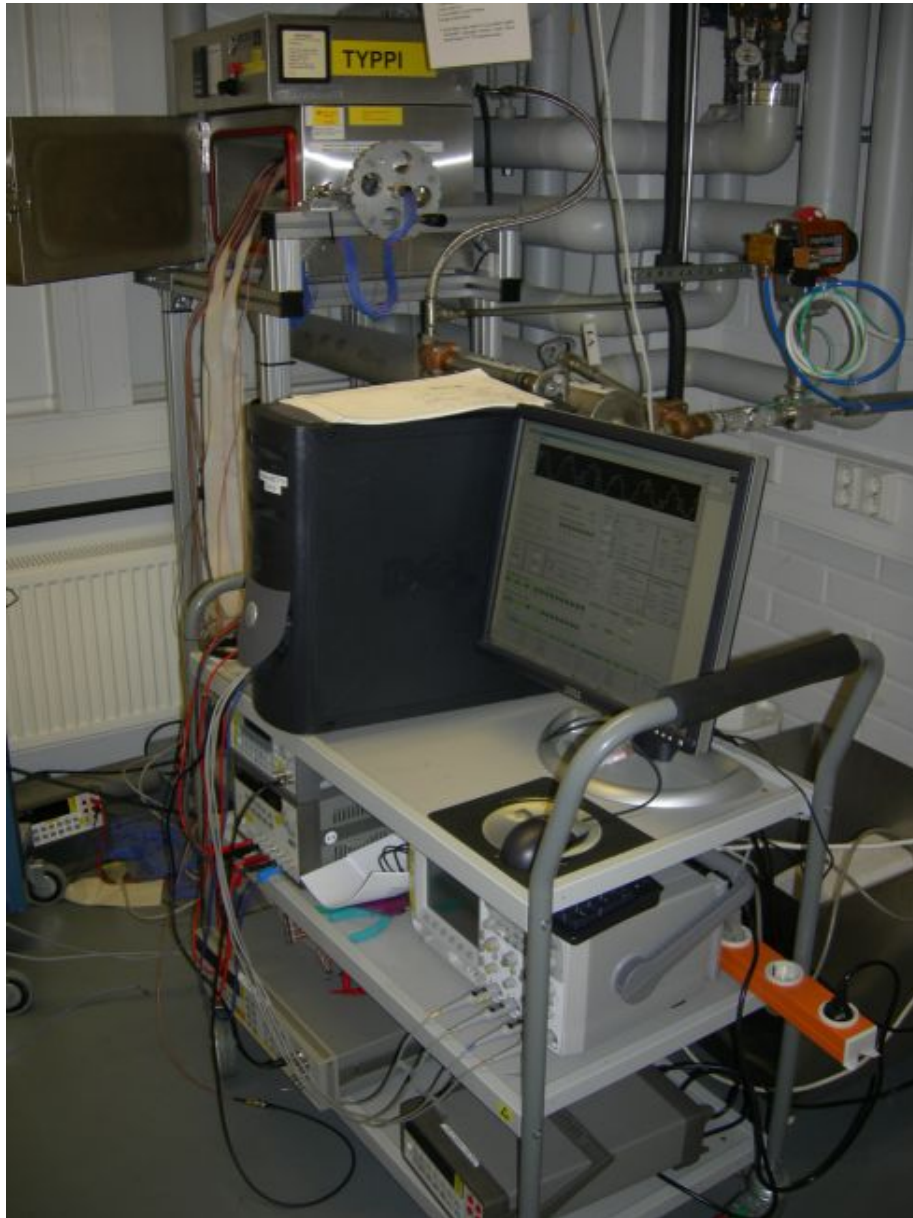
Kuva 10.4: Testikammio ja sen sisällä testikammiolevy VTI29347B0. Häiriöille herkät signaalit siirrettiin testikammiolevyn ja rajapintalevyn välillä teflonkoaksiaalikaapeleissa.

Testikammioon tuleva testikammiolevy VTI29347B0 (kuva 10.4) sisältää käytännössä liittimet signaalien johdotuksille sekä testikannan vastakkeen testikannoille VTI29423A0 ja VTI29423B0. Lisäksi VTI29347B0 sisältää puskurit testattavalta tuotteelta tuleville signaaleille.



Kuva 10.5: IC014:n karakterisointiin käytetyt testikannat. Vasemmanpuoleinen on tarkoitettu SCA800 tuotekotelossa olevan piirin mittaamiseen (levyn keskellä). Oikeanpuoleinen on TQFP-48-kotelossa olevan piirin mittaamiseen (levyn alaosassa). TQFP-testikannassa on näkyvissä myös AS-signaalien puskurit (levyn yläosassa).

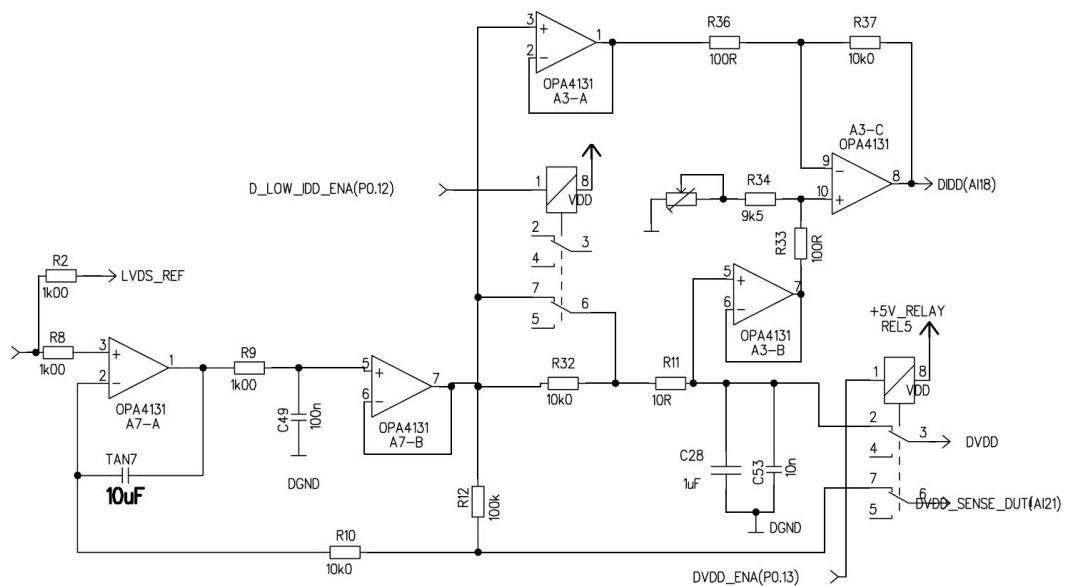
Koska karakterisoitavaa piiriä täytyy testata kahdessa erilaisessa kotelossa, jouduttiin molemmille koteloidille suunnittelemaan omat testikantansa (kuva 10.5). TQFP-kotelon testikannassa on puskurit AS-signaalien puskuroinnille, koska piirin sisäisten puskureiden kapasitiivinen ajokyky on heikko ($<10\text{ pF}$). Levyllä olevissa puskureissa on FET-sisäänmenoaste (Field Effect Transistor), jonka kapasitiivinen kuorma on $<2\text{ pF}$ ja resistiivinen $>T\Omega$. Koko testilaitteisto näkyy kuvassa 10.6.



Kuva 10.6: IC014:n karakterisointilaitteisto.

10.2.1 Käyttäjänniteregulaattorit

Rajapintalevy sisältää mitattavan tuotteen käyttäjänniteregulaattorit, joita on yhteensä neljä. Sekä analogia- että digitaalipuolen käyttäjännitteet reguloitiin tiedonkeruukortilla tuotetusta referenssisignaalista kuvan 10.7 kaltaisella kytkennällä.



Kuva 10.7: Karakterisointilaitteiston käyttäjänniteregulointi sekä käyttäjännitevirran mittaus.

Kytkenässä on periaatteessa kaksi osaa, joista toinen on kaksiasteinen jänniteregulaattori ja toinen virranmittauskytkentä. Operaatiovahvistin A7-A muodostaa takaisinkytkentäkondensaattori TAN7:n kanssa piirin, joka ajaa R9:n ja C49:n muodostamaa RC-kuormaa. A7-B on kytketty tämän jälkeen jännitteen seuraajaksi, joka ajaa varsinaista kuormaa. DC-takaisinkytkentäsilmutta muodostuu joko R12:n ja R10:n muodostaman silmukan kautta tai vaihtoehtoisesti DVDD_SENSE_DUT(AI21)-linjan kautta, kun mitattava piiri on kytkettynä regulaattorin kuormaksi.

Regulaattorin käyttäjännite on vapaasti säädettävissä rajoittuen operaatiovahvistimien käyttäjännitteisiin. Käytännössä virrattoman DVDD_SENSE_DUT(AI21)-linjan kautta muodostetun takaisinkytkennän avulla saadaan käyttäjännite säädettyä tarkasti mitattavalle piirille, vaikka johdot olisivat pitkät ja häviölliset. Jos edellä mainittu takaisinkytkentä katkeaa, syntyy uusi silmutta R12:n kautta, jolloin jännite A7-B:n lähdössä pysyy hallinnassa. TAN7 ja RC-kuorma hidastavat ensimmäisen asteen toimintaa (laskevat kaistanleveyttä), joten regulaattorin kuorman muuttuessa

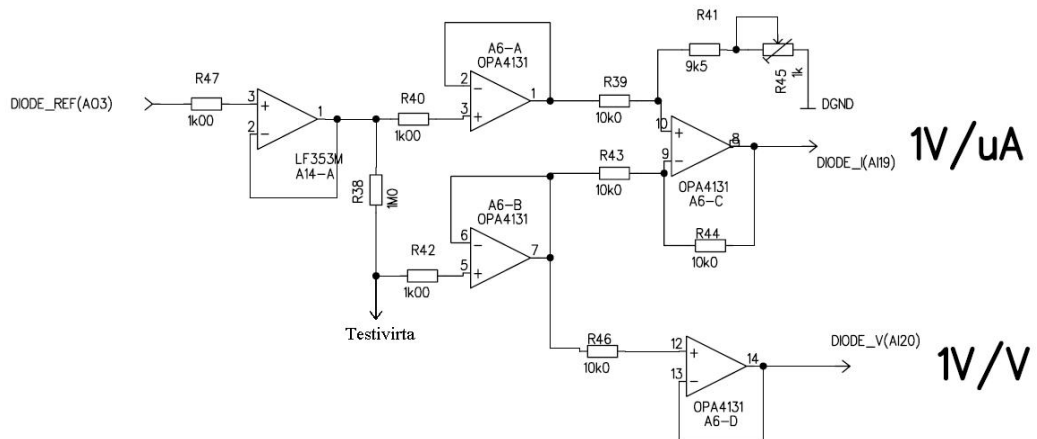
äkillisesti muutokset A7-B:n positiivisessa sisäänmenossa tapahtuvat hitaasti. A7-B reagoi nopeasti kuorman muutoksiin, mutta piiri säilyy stabiilina myös suurilla kapasitiivisilla kuormilla. Kytkennällä saavutetaan tarkka, yksinkertainen, säädettävä ja nopea regulaattori piirin käyttöjännitteelle. Kytkennän nopeutta voidaan säätää RC-kuorman aikavakiolla.

Piirin toinen osa on virranmittauspiiri, jonka muodostaa kolme operaatiovahvistinta A3-A-C sekä virranmittausvastukset R32 ja R11. Suurilla resistiivisillä kuormilla pidetään R32 kytkettynä, jolloin voidaan mitata pieniä virtoja suhteellisen tarkasti suoraan vastuksien R32 ja R11 yli olevasta jännitteestä. Vahvistimien A3-A-C muodostama vahvistinpiiri vahvistaa mitatun jännitteen R37:n ja R36:n sekä R33:n ja R34:n suhteessa (tässä tapauksessa vahvistus on 100). Virranmittauksen tarkkuus riippuu R32+R11:n ja R12:n suhteesta, sillä takaisinkytkentäpiirin kautta kulkevan virran suhteellinen suuruus kasvaa kuorman ollessa suuri. Tämä epäideaalisuus ei ole merkityksellinen kun R32 on ohitettuna, mutta mittauspiiriin kytkettynä virhettä syntyy (kuvassa 10.7 näkyvillä vastuksilla 10k ja 100k virhe on noin 10 %:a).

Karakterisoitavan piirin kummatkin positiiviset käyttöjännitteet on reguloitu kuvassa 10.7 esitetyllä piirillä. Negatiiviset käyttöjännitteet ovat reguloidut samoin, tosin ilman virranmittauspiiriä. Tällä ns. *aktiivisen maadoituksen* ratkaisulla saavutetaan erittäin stabiili differentiaalinen käyttöjännite, sillä yhteismuotoiset häiriöt kytkeytyvät samalla tavalla sekä positiiviseen että negatiiviseen käyttöjännitteeseen, jolloin ne kumoutuvat.

10.2.2 Säädettävä virtalähde

Rajapintalevyllä olevaa säädettävää virtalähdettä käytetään diodien virta-jännitekäyrien mittaamiseen (kuva 10.8). Lähes kaikki IC014:n kuvassa 9.1 näkyvät liitäntäalueet on suojattu yli- ja alijännitteeltä diodein sekä positiivisen että negatiivisen käyttöjännitteen suuntaan.

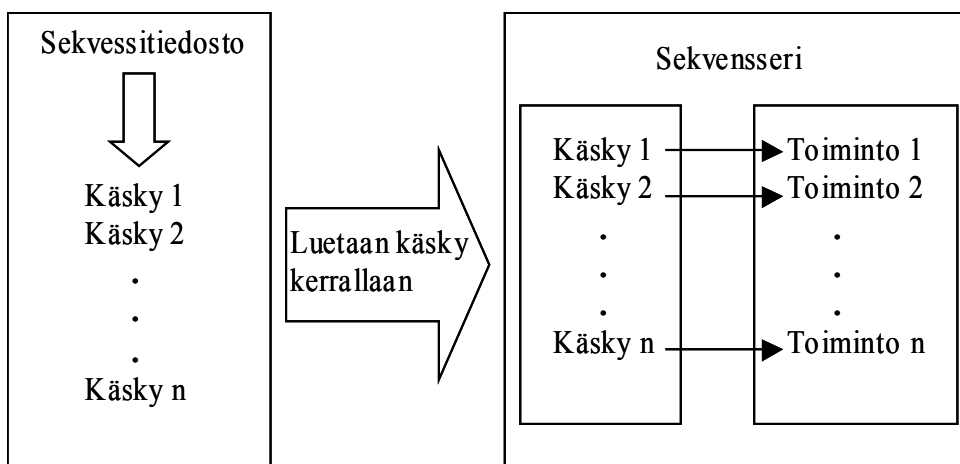


Kuva 10.8: Rajapintalevyllä oleva säädettävä virtalähde.

Testivirta syötetään tai imetään testattavasta liitäntäalueesta jänniteseuraajaksi kytketyllä operaatiovahvistimella A14-A vastuksen R38 läpi. Jännite liitäntäalueella saadaan suoraan testivirran syöttöpisteestä ja virta differentiaalisesti vastuksen R38 yli olevasta jännitteestä. Virtalähteen säätöaluetta voidaan säätää R38:n koolla sekä operaatiovahvistimien käyttöjännitteellä.

10.3 Karakterisoinnissa käytetty mittausohjelma

IC014:n karakterisoinnissa käytetty mittausohjelma on toteutettu graafisella Labview-ohjelmointikielellä. Ohjelma-arkkitehtuurina on sekvensseri, jonka toimintakaavio on esitetty kuvassa 10.9.



Kuva 10.9: Karakterisointiohjelman sekvenssirakenne

Mittauksen käskyt kootaan sekvenssitiedostoon, jonka pituus oli IC014:n tapauksessa noin 20 000 riviä. Tiedosto luetaan sekvensseriin ja käskyt suoritetaan yksi kerrallaan. Jokaista käskyä vastaa ennalta määrätty toiminto, joka suoritetaan käskyä seuraavilla parametreilla. Määrittelemällä sekvenssin toiminnot järkevästi, voi muutamalla kymmenellä toiminnolla suorittaa hyvin monenlaisia mittauksia. Sekvensseri sopii erinomaisesti karakterisoinnin mittauksiin, koska sillä on helppo tehdä suuria määriä samanlaisia toistettavia mittauksia. Alla on esimerkki sekvenssistä:

```
#define AnalogVDD 3,3
#define DigitalVDD 3,3
Test.PowerSource Output(on)
Test.Relay AVDD(vdd) SUB(gnd) AVSS(gnd) A_LOW_IDD(no) AVDD_ENA(yes) DVDD(vdd)
Test.BothPowersOff
Test.BothPowersOn adjVdc(AnalogVDD)
Test.InitDIO

Test.Comment Comment(Digital tests)
Test.Comment Comment(2.1.5 Software Reset)

Test.Spi LOGICVDD(DigitalVDD) command(CLEAR PORST) write(yes) data(00000000) save(yes) clockrate(2)
Test.Spi LOGICVDD(DigitalVDD) command(OPEN RLOCK) write(yes) save(yes) clockrate(2)
Test.Spi LOGICVDD(DigitalVDD) command(STATR) write(no) save(yes) clockrate(2)
Test.Spi LOGICVDD(DigitalVDD) command(RESET) write(yes) save(yes) clockrate(2)

Test.Comment Comment(2.1.7 Idd)
Test.Spi LOGICVDD(DigitalVDD) command(RESET) write(yes) save(yes) clockrate(2)
Test.Spi LOGICVDD(DigitalVDD) command(CLEAR PORST) write(yes) data(00000000) save(yes) clockrate(2)
Test.TrimVBG VBG(1,25) Samples(1000) SampleRate(1,2) save(yes) clockrate(2)
Test.Idd save(yes) LowIdd(no)
```

Sekvenssin alussa on Define-rakenne, jossa voidaan määritellä sekvenssissä esiintyviä vakioita. Näin vakioiden muuttuessa tarvitsee korjaukset tehdä vain Define-osioon. Varsinainen käskyosio on muodoltaan seuraavankaltainen:

Sekvensseri.Käsky parametri1(numero) parametri2(nimi) parametri3(tiedosto)...parametriN(jotakin)

Ensimmäinen sekvensserin valintaosio valitsee käytettävän sekvensserin. Ohjelman toiminnot voi jakaa useisiin sekvensseihin niiden tyypin mukaan esimerkiksi testi-, alustus- ja laitteistosekvensseihin. Seuraava osio on itse käskyosio, joka määrittelee suoritettavan käskyn. Käskyosion jälkeen seuraavat parametrit, jotka voivat olla tyypiltään lähes mitä hyvänsä esimerkiksi numeroita, sanoja, tiedostoja jne.

11 Mittaustulokset

IC014:n karakterisoinnissa syntyneiden mittaustulosten määrä on valtava, eikä kaikkien tulosten läpikäyminen tässä dokumentissa ole mielekäästä. Sen sijaan osiossa käydään lävitse muutamia havainnollisia IC014:n karakterisoinnin mittaustuloksia, joissa on sovellettu aikaisemmin esiteltyjä tilastollisia työkaluja.

11.1 Näytteiden valinta ja näytekoon arviointi

Näytteet karakterisoinnin ensimmäiseen vaiheeseen jouduttiin aluksi valitsemaan yhdeltä kiekolta tehdystä näyte-erästä, jotka piirien valmistaja toimitti heti ensimmäisten osien valmistuessa. Minkäänlaista tietoa piirin toiminnasta ei tässä vaiheessa ollut, joten kaikki osat olivat tervetulleita mittauksiin. Myöhemmin tuloksia täydennettiin eri kiekkoista ja eristä valituilla osilla.

IC014:n karakterisoinnissa tarvittavaa näytekokoa oli hyvin vaikea arvioida, sillä suunniteltu piiri oli täysin uusi, jolloin mitattavien parametrien hajonnoista ei ollut minkäänlaista mittaustietoa. Ymmärrys parametrien käyttäytymisestä perustui käytännössä pelkästään simulointeihin ja valistuneisiin arvauksiin. Lisäksi tiedettiin, että lukuisten parametrien eroavaisuudet suhteessa variansseihin vaihtelevat suuresti, jolloin tarvittavat näytekoot vaihtelevat myös parametreista riippuen. Periaatteessa näytekoon voisi arvioida pienimmän eroavaisuuden mukaan, mutta siitäkään ei ollut oikeastaan minkäänlaista mielikuvaa.

Tarkasteltaessa näytekokoa kaavan 40 pohjalta voidaan päästä jonkunlaiseen alkuarvioon näytekoosta. IC014:n karakterisoinnissa alkuperäisellä näytekoon arviolla ei ole kovin suurta merkitystä sillä kokoa voidaan suhteellisen helposti kasvattaa mittaamalla lisää osia. Arvioidaan näytekokoa 10 %:n alfariskillä ja 10 %:n beetariskillä

$$n = \frac{(Z_{\alpha/2} + Z_{\beta})^2}{\delta^2 I(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}. \quad (50)$$

Lisäksi asetetaan erotuskyvyksi eli keskiarvojen erotuksen ja yhdistetyn hajonnan osamääräksi 1. Tämä tarkoittaa sitä, että havaittaisiin yhdistetyn hajonnan suuruinen muutos keskiarvoissa, mikä on

melko maltillinen vaatimus. Näillä arvoilla saadaan $n \approx 9$ eli noin kymmenellä osalla saavutetaan riittävä näytekokoo. Käytännössä vaadittava erotuskyky voi vaihdella hyvinkin paljon mittauksesta riippuen, jolloin osassa mittauksista joudutaan tarkentamaan tuloksia iteroivin menetelmin.

11.2 Virrankulutus

IC014 sisältää liityntäalueet kahdelle positiiviselle ja negatiiviselle käyttöjännitteelle. Näistä toisella parilla (AVDD ja AVSS kuvassa 9.1) tuotetaan energia analogisille lohkoille ja toisella (DVDD ja DVSS kuvassa 9.1) digitaalisille lohkoille. Sekä analogiset että digitaaliset käyttöjännitteet tulee pitää samassa potentiaalissa piirin oikean toiminnan saavuttamiseksi. Tämä tulisi varmistaa siten, että jännitteet syötetään samasta pisteestä ennen käyttöjännitekondensattoreita. Karakterisointilaitteistossa molemmat jännitteet reguloidaan kuitenkin erikseen. Näin voidaan tutkia piirin käyttäytymistä (virhe)tilanteessa, jossa käyttöjännitteet poikkeavat toisistaan. Samalla kyetään riippumattomasti mittaamaan molempien käyttöjännitteiden virta kappaleessa 10.2.1 esitetyllä tavalla.

Taulukoissa 11.1-11.4 on esitetty mitatut virrat kymmenelle osalle sekä normaalissa että vähävirtaisessa toimintatilassa oskillaattorin, bandgapin ja referenssivirran virityksen jälkeen. Näytteen koko jokaista osaa kohti on 1000. Suuri näyte johtaa siihen, että keskiarvosta voidaan olla tilastollisesti lähes varmoja, eikä luottamusvälitarkastelulle ole aihetta. Tämän vuoksi tilanteessa kannattaa soveltaa standardiepävarmuuden tyyppiä A. Näin mittauksessa laskettu keskiarvo voidaan esittää mittaustuloksena keskiarvon lähestyessä asymptoottisesti yksittäisen havainnon odotusarvoa. Taulukossa 11.1 esitetyistä tuloksista voidaan arvioida jopa yksittäisten havaintojen hajontaa kohtuullisella tarkkuudella, sillä hajonta suhteessa mitattuun keskiarvoon on hyvin pientä.

Taulukko 11.1: Analogiavirta normaalitoimintatilassa kymmenellä osalla. Näytteen suuruus $N=1000$.

Virta [mA]	3.51	3.45	3.48	3.49	3.48	3.44	3.43	3.41	3.51	3.46
hajonta	0.0015	0.0020	0.0017	0.0018	0.0018	0.0016	0.0019	0.0018	0.0016	0.0016

Taulukko 11.2: Digitaalivirta normaalitoimintatilassa kymmenellä osalla. Näytteen suuruus $N=1000$.

Virta [mA]	1.77	1.72	1.75	1.69	1.70	1.72	1.71	1.73	1.76	1.73
hajonta	0.058	0.059	0.059	0.062	0.058	0.059	0.061	0.062	0.062	0.058

Taulukko 11.3: Analogiavirta vähävirtaisessa toimintatilassa kymmenellä osalla. Näytteen suuruus $N=1000$.

Virta [μA]	37.4	37.2	37.4	37.3	36.9	37.0	37.6	37.5	37.0	37.3
hajonta	0.05	0.39	0.30	0.30	0.34	0.26	0.30	0.33	0.22	0.28

Taulukko 11.4: Digitaalivirta vähävirtaisessa toimintatilassa kymmenellä osalla. Näytteen suuruus $N=1000$.

Virta [nA]	58.1	56.5	51.2	52.5	52.1	54.9	52.5	53.0	52.2	52.5
hajonta	4.2	14.5	11.5	11.9	13.3	9.9	11.3	11.8	9.2	11.0

Mittauksien korkeahkoa hajontaa muissa kuin taulukon 11.1 tapauksessa kannattaa analysoida hieman. Normaalimoodin digitaalisen virran vaihtelu on helposti todistettavissa todelliseksi ilmiöksi, sillä digitaaliosan virtaa tarvitaan eniten silloin kun portit vaihtavat tilaansa piirin sisällä. Tästä johtuen virta on hyvin piikikästä. Tämä näkyy selvästi myös mittauksissa keskiarvon ollessa suurempi kuin mediaani. Vähävirtaisessa moodissa tätä ilmiötä ei ole, sillä digitaaliosa on siinä sammutettu oskillaattoreita myöten kokonaan.

Käyttöjännitteiden regulointi tapahtuu kuvan 10.7 mukaisella kytkennällä, jolla on rajallinen kaista. Takaisinkytkentäsilmutta voi olla hyvin pitkä mikä aiheuttaa helposti satojen pikofaradien kuorman takaisinkytkentäsilmuttaaan ladattavaksi ja purettavaksi. Tämä laskee takaisinkytkennän kaistaa ja hidastaa säätöä, jolloin regulaattorin kuormanmuutokset aiheuttavat rippeliä säädettävään virtaan. Lisäksi vastuksen lämpökohina ja raekohina vaikuttavat ratkaisevasti mittauskyvykkyyteen. Shuntt vastuksen kasvaessa $10\ \Omega$:sta $10\ \text{k}\Omega$:n kasvaa lämpökohina vastuksen neliöjuureen verrannollisesti. Pienillä virroilla raekohina nousee dominoivaksi rajoittaen mittauskyvykkyyttä.

Taulukoissa 11.1-11.4 mitatuilla virroilla keskimääräisiksi virroiksi toimintatiloissa saatiin taulukossa 11.5 esitetyt arvot hajontoineen.

Taulukko 11.5: Mitatut virrankulutukset eri toimintamooeissa. Näytteen suuruus $N=10$

	Keskiarvo	Hajonta
Normaali, Analoginen [mA]	3.466	0.034
Normaali, Digitaalinen [mA]	1.728	0.023
Vähävirtainen, Analoginen [μA]	37.253	0.223
Vähävirtainen, Digitaalinen [nA]	53.551	2.216

Karakterisoinnin tuotannollisesta näkökulmasta kiinnostavimmat tulokset on jo laskettu. Tuotteen kokonaisvirrankulutus näyttäisi olevan noin 5.2 mA normaalimoodissa ja noin 37 μ A vähävirtaisessa moodissa, missä analogiavirta selvästi dominoi. Hajonnat ovat kohtuullisia ottaen huomioon virran pienuuden vähävirtaisissa testimooeissa suhteessa mittauskyvykkyyteen.

Testataan taulukossa 11.5 laskettuja keskiarvoja aikaisempiin mittauksiin 11.1-11.4. Toisin sanoen testataan voidaanko mitatulla aineistolla päätellä ovatko mitatut arvot näytteitä normaalijakaumasta, jonka odotusarvo on taulukon 11.5 keskiarvojen mukainen. Testaukseen käytetään χ^2 -jakaumaa. Jokaiselle taulukolle 11.1-11.4 lasketaan χ^2 -arvo kaavalla 35 ja tätä arvoa verrataan taulukoituun arvoon nollahypoteesin hylkäysehtona kaava 36. Tässä tapauksessa kaikki kolme testiparametria on laskettu mitatusta datasta, joten vapausasteeksi tulee $n-k=7$. Tulokseksi saadaan taulukon 11.6 mukaiset arvot.

Taulukko 11.6: χ^2 -testauksen arvot virrankulutukselle eri toimintamooodeissa. Näytteen suuruus $N=10$

	Laskettu χ^2 -arvo	χ^2 -jakauman arvo 5 %:n epävarmuudelle kun vapauasteita on 7
Normaali, Analoginen	8.86	14.07
Normaali, Digitaalinen	11.27	14.07
Vähävirtainen, Analoginen	9.75	14.07
Vähävirtainen, Digitaalinen	8.99	14.07

Yhteensopivuustestistä huomataan, että kaikki keskiarvot voivat mahdollisesti olla normaaleita. Kun taulukoiden 11.1-11.4 mittaukset testataan Anderson-Darling yhteensopivuustestillä saadaan taulukon 11.7 mukaiset tulokset.

Taulukko 11.7: Anderson-Darling yhteensopivuustestin tulokset

	Laskettu A^2 -arvo	A^2 kriittinen arvo 5 %:n epävarmuudelle
Normaali, Analoginen	0.1997	0.752
Normaali, Digitaalinen	0.1834	0.752
Vähävirtainen, Analoginen	0.4232	0.752
Vähävirtainen, Digitaalinen	0.9518	0.752

Anderson-Darling testi osoittaa, että kaikki muut parametrit paitsi digitaalivirta vähävirtaisessa moodissa saattavat olla normaalisti jakautuneita. Toisin sanoen vähävirtainen digitaalivirta ei ole 95 %:n luottamustasolla normaalisti jakautunut. Ylitys ei ole suuri, mutta ero χ^2 -testaukseen on merkittävä, koska sillä merkitseviä eroja ei huomattu. Ongelmana χ^2 -testauksessa on se, että se ei painota yksittäisiä näytteitä mitenkään erityisesti. Sitä voidaan pitää varsin karkeana menetelmänä normaalisuuden testaukseen. Anderson-Darling yhteensopivuustesti on taas kehitetty nimenomaan normaalisuuden testaukseen ja se painottaa jokaista mittaustulosta, jolloin yksikin poikkeava mittausta aiheuttaa normaalisuuden hylkäyksen. Anderson-Darling yhteensopivuustestiä voidaan siis pitää tässä yhteydessä luotettavampana metodina normaalisuuden testaukseen.

Periaatteessa Anderson-Darling yhteensopivuustestin normalisuusoletuksen hylkäys vie pohjan kaikilta tässä työssä esitellyiltä analyysityökaluilta. Mitkään yksinkertaiset muunnoksetkaan (potenssiin korotus, logaritmi, neliöjuuri) eivät auta asiaan. Tilannetta voi yrittää parantaa ottamalla lisää näytteitä, toisin sanoen mittaamalla lisää osia. Tämä antaisi lisää tietoa jakauman muodosta ja todennäköisesti vahvistaisi käsitystä epänormalisuudesta.

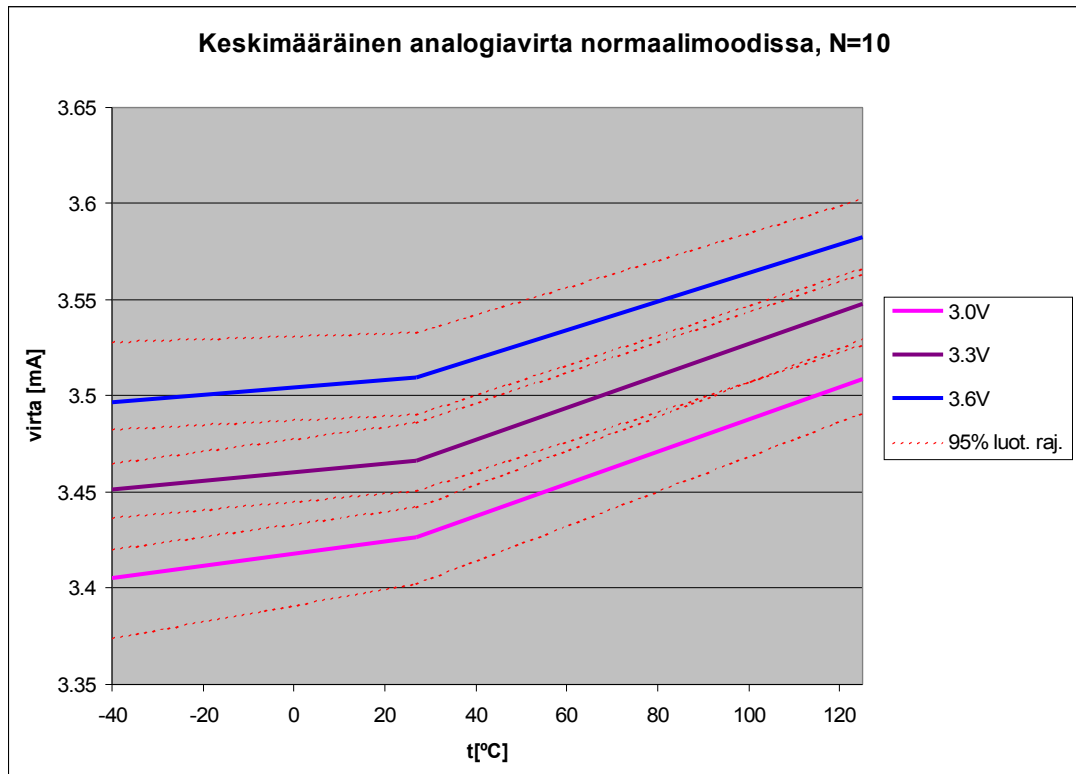
11.2.1 Virrankulutuksen lämpötila- ja käyttöjänniteriippuvuus

Karakterisoinnin kannalta mielenkiintoinen asia on myös virrankulutuksen käyttäytyminen spesifikaation mukaisissa äärilämpötiloissa sekä käyttöjännitteillä. Piirin ominaisuudet määrittävät koko käyttölämpötila- ja jännitealueen yli. Monilla piirin parametreilla on sekä käyttöjännitteestä että lämpötilasta riippuva osa, joten norminaaliolosuhteissa suoritettu karakterisointi ei anna oikeaa kuvaa parametrien käyttäytymisestä.

Taulukko 11.8: Virrankulutuksen lämpötila- ja käyttöjänniteriippuvuus.

	Lämpötila	Käyttöjännite	Keskiarvo	Hajonta	95 %:n luottamusväli	
Normaali, Analoginen [mA]	-40 °C	3.0V	3.41	0.044	3.44	3.37
		3.3V	3.45	0.044	3.48	3.42
		3.6V	3.50	0.044	3.53	3.46
	27 °C	3.0V	3.43	0.034	3.45	3.40
		3.3V	3.47	0.034	3.49	3.44
		3.6V	3.51	0.033	3.53	3.49
	125 °C	3.0V	3.51	0.025	3.53	3.49
		3.3V	3.55	0.026	3.57	3.53
		3.6V	3.58	0.027	3.60	3.56
Normaali, Digitaalinen [mA]	-40 °C	3.0V	1.61	0.031	1.63	1.59
		3.3V	1.70	0.028	1.72	1.68
		3.6V	1.78	0.031	1.80	1.76
	27 °C	3.0V	1.63	0.025	1.65	1.62
		3.3V	1.72	0.023	1.73	1.70
		3.6V	1.81	0.023	1.82	1.79
	125 °C	3.0V	1.66	0.016	1.67	1.65
		3.3V	1.78	0.069	1.83	1.73
		3.6V	1.85	0.017	1.86	1.84
Vähävirtainen, Analoginen [uA]	-40 °C	3.0V	35.08	0.207	35.23	34.93
		3.3V	30.75	0.197	30.89	30.61
		3.6V	39.45	0.228	39.61	39.28
	27 °C	3.0V	37.24	0.223	37.40	37.08
		3.3V	32.79	0.206	32.94	32.64
		3.6V	41.73	0.240	41.90	41.56
	125 °C	3.0V	42.46	0.261	42.64	42.27
		3.3V	37.89	0.218	38.05	37.74
		3.6V	47.10	0.318	47.33	46.87
Vähävirtainen, Digitaalinen [nA]	-40 °C	3.0V	19.93	1.801	21.22	18.64
		3.3V	23.23	1.229	24.11	22.35
		3.6V	28.28	0.402	28.57	27.99
	27 °C	3.0V	43.65	1.940	45.03	42.26
		3.3V	51.83	1.829	53.14	50.52
		3.6V	62.03	2.430	63.77	60.29
	125 °C	3.0V	5353	395	5635	5070
		3.3V	5701	420	6001	5400
		3.6V	6100	380	6372	5828

Taulukossa 11.8 on esitetty mitattu virran kulutus äärilämpötiloissa ja ääri käyttöjännitteillä sekä normaaleissa olosuhteissa. Taulukon keskiarvojen tarkastelulla voidaan huomata mahdollisia viitteitä lämpötila ja käyttöjänniteriippuvuuksista, mutta paremman kuvan virtojen käyttäytymisestä saa kuvaajien avulla, joihin on yhdistetty luottamusvälitarkastelut.

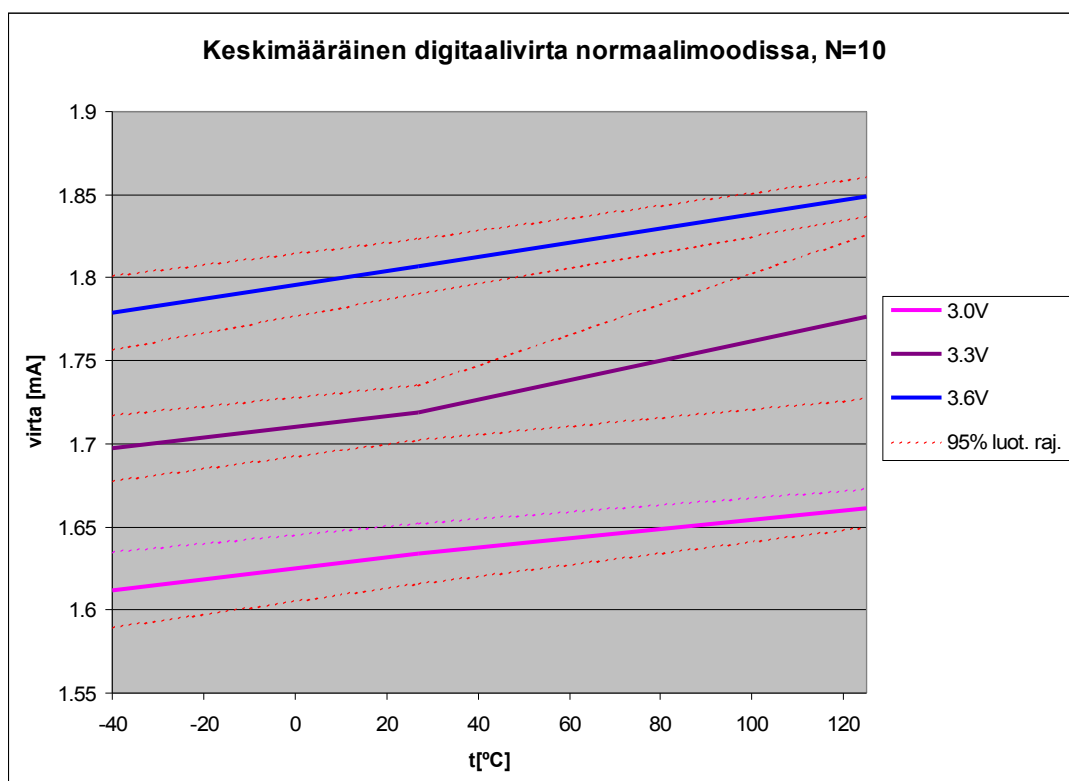


Kuva 11.1: Analogiavirrankulutus normaalimoodissa lämpötilan funktiona kolmella käyttöjännitteellä.

Kuvassa 11.1 on esitetty keskimääräinen analogiavirran käyttäytyminen normaalimoodissa kymmenellä osalla. Riippuvuus käyttöjännitteestä näyttäisi olevan selvä, joka voidaan vahvistaa 95 %:n varmuudella melkein kaikissa pisteissä luottamusrajoja tarkastelemalla. Ainoastaan 3.0 V:n ja 3.3 V:n ero 125 °C:en lämpötilassa ei ole tilastollisesti merkitsevä tällä luottamustasolla, mutta leikkaavuus on pientä, joten tässäkin pisteessä noin 90 %:n varmuudella saataneen jo merkitsevä ero.

Lämpötilariippuvuus sen sijaan ei ole kaikissa pisteissä selvä. Kaikilla käyttöjännitteillä mittauspisteiden -40 °C:ta ja 27 °C:ta välinen lämpötilariippuvuus jää selvästi tilastollisesti merkitsemättömäksi 95 %:n luottamustasolla. Toisaalta taas lämpötilojen 27 °C:ta ja 125 °C:ta välinen lämpötilariippuvuus on tilastollisesti merkitsevä samalla luottamustasolla. CMOS-prosessissa

vuotovirrat kasvavat nopeasti lämpötilan kasvaessa. Tähän tietoon perustuen on todennäköistä, että lämpötilojen -40 °C :tta ja 27 °C :tta välillä on todellinen pieni virrankulutuksen kasvu, mutta tällä näytekoolla se jää vahvistamatta, vaikka keskiarvot siihen viittaisivatkin. Nopeasti kasvavat vuotovirrat pisteiden 27 °C :tta ja 125 °C :tta välillä taas aiheuttavat sen, että tilastollisesti merkitsevä virran kasvu voidaan havaita myös tällä näytekoolla.

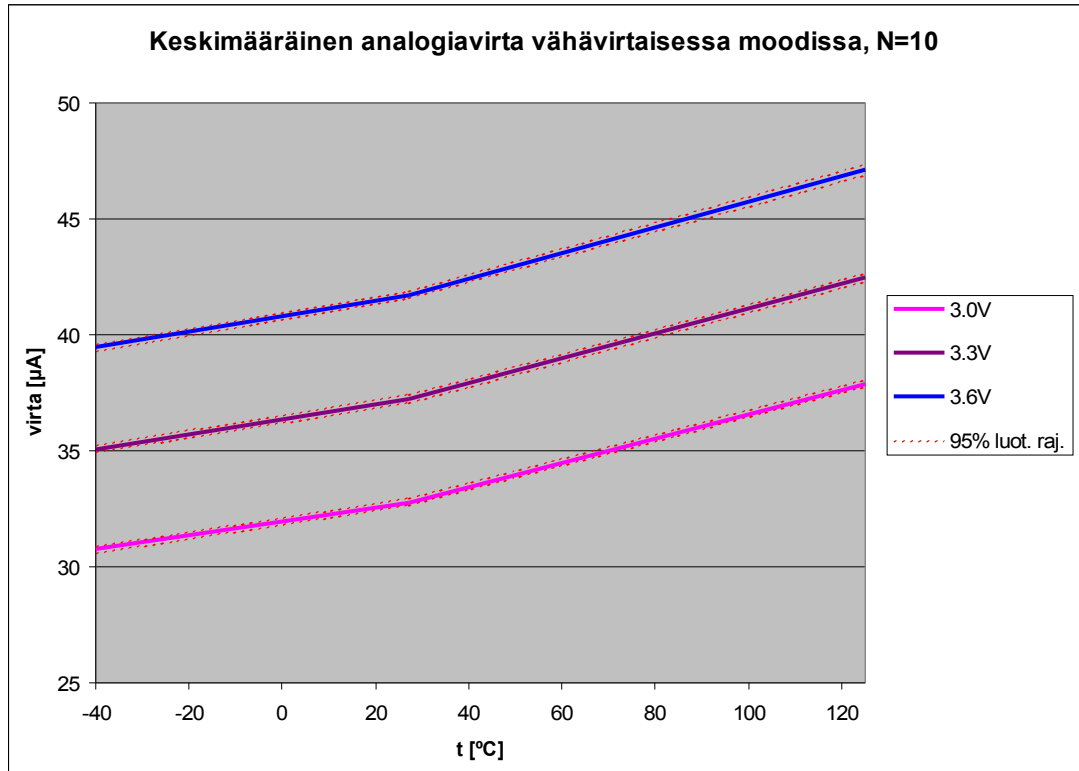


Kuva 11.2: Digitaalivirrankulutus normaalimoodissa lämpötilan funktiona kolmella käyttöjännitteellä.

Kuvassa 11.2 on esitetty keskimääräinen digitaalivirran käyttäytyminen normaalimoodissa kymmenellä osalla. Myös digitaalivirralla käyttöjännitteen yli näyttäisi olevan selvä riippuvuus, joka voidaan vahvistaa 95 %:n varmuudella kaikissa pisteissä luottamusrajoja tarkastelemalla.

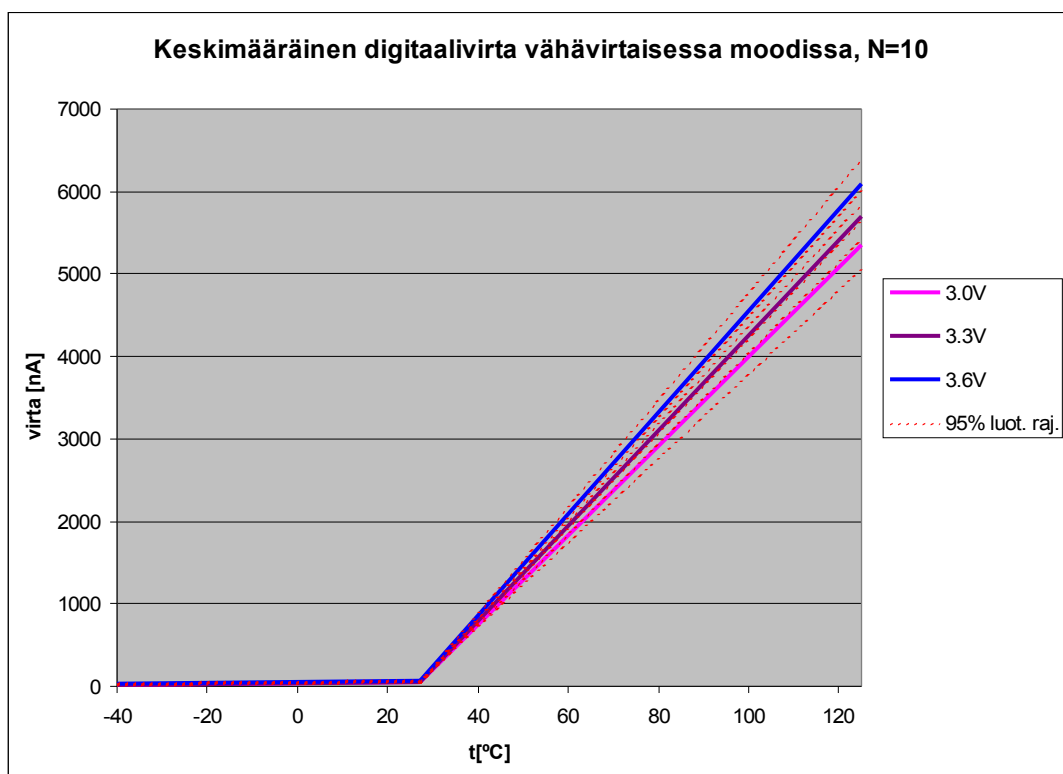
Tässäkään tapauksessa lämpötilariippuvuus ei ole kaikissa pisteissä selvä. Kaikilla käyttöjännitteillä mittauspisteiden -40 °C :tta ja 27 °C :tta välinen lämpötilariippuvuus jää selvästi tilastollisesti merkitsemättömäksi 95 %:n luottamustasolla. Lämpötilojen 27 °C :tta ja 125 °C :tta välinen lämpötilariippuvuus on tilastollisesti merkitsevä ainoastaan 3.6 V:n käyttöjännitteellä samalla

luottamustasolla. Sen sijaan kun tarkastellaan muutosta ääripisteiden $-40\text{ }^{\circ}\text{C}$:tta ja $125\text{ }^{\circ}\text{C}$:tta välillä, saadaan merkitsevä ero kaikissa tapauksissa esille.



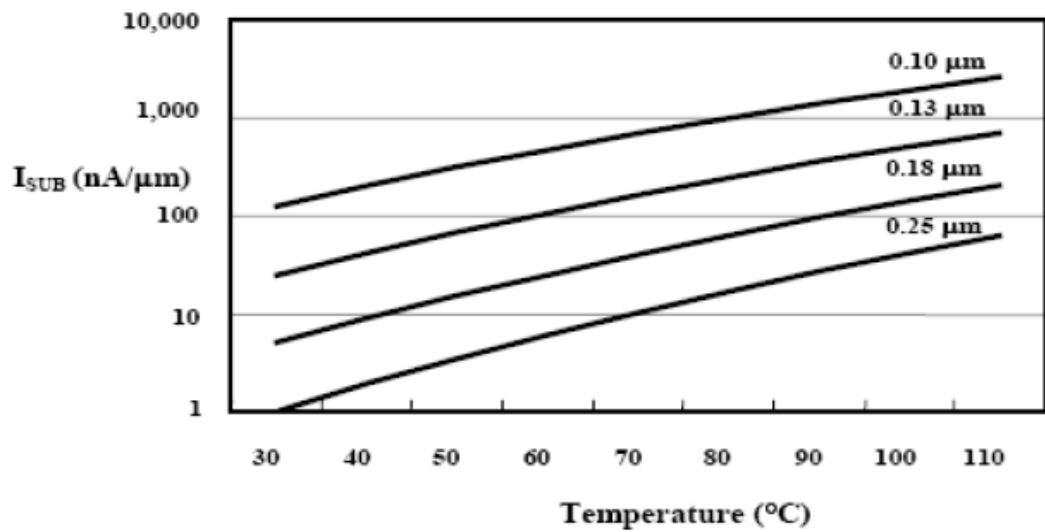
Kuva 11.3: Analogiavirrankulutus vähävirtaisessa moodissa lämpötilan funktiona kolmella käyttöjännitteellä.

Kuvassa 11.3 on esitetty keskimääräinen analogiavirran käyttäytyminen vähävirtaisessa moodissa kymmenellä osalla. Tässä tapauksessa mittaus on onnistunut hyvin ja mitattava parametri on hajonnaltaan pieni, jolloin luottamusvälit ovat erittäin tiukat. Nyt tilastollisesti merkitsevä ero saadaan selvästi esille kaikissa lämpötiloissa ja käyttöjännitteissä. Virrankulutuksen kasvu sekä lämpötilan noustessa että käyttöjännitteen kasvaessa on ilmeistä.



Kuva 11.4: Digitaalivirrankulutus vähävirtaisessa moodissa lämpötilan funktiona kolmella käyttöjännitteellä.

Kuvassa 11.4 on esitetty keskimääräinen digitaalivirran käyttäytyminen vähävirtaisessa moodissa kymmenellä osalla. Mittauksen tulos on aluksi hämmentävä, mutta tarkemmin ajateltuna selvä. Dramaattinen virrankulutuksen kasvu lämpötilan funktiona 27 °C:en ja 125 °C:en välillä johtuu vuotovirtojen kasvamisesta. CMOS-transistoreilla (Complementary Metal Oxide Semiconductor) vuotovirtaa on kahdenlaista: hila-lähde (I_{gs}) ja nielu-lähde (I_{ds}). Kun transistori on sulkutilassa ($V_{gs}=0V$) on $I_{gs}=0$. Jäljelle jää I_{ds} -virta, jota kutsutaan *subthreshold-virraksi* (I_{sub}) [Far05]. Tämä epäideaalisuus kasvaa voimakkaasti lämpötilan funktiona (kuva 11.5) ja selittää kuvassa 11.4 esiintyvän ilmiön.



Kuva 11.5: Subthreshold vuotovirta lämpötilan funktiona eri prosessin viivaleveyksillä [Far05]

Ilmiö ei näy selvästi vielä analogisessa virrassa, koska vuotovirran kasvu on suhteellisen pientä verrattuna kokonaisvirrankulutukseen. Sammutetun digitaaliosan virran kulutuksen se kuitenkin käytännössä satakertaistaa huoneenlämmöstä 125 °C:een siirryttäessä. Vaikka suhteellinen kasvu on räjähdysmäinen, on merkitys kokonaisvirtaan vähävirtaisessa moodissa 10-20 %:n luokkaa analogiaosan virran dominoivassa kulutusta.

Huomion arvoinen seikka vähävirtaisen moodin digitaalivirralla on myös se, ettei se läpäise Anderson-Darling normaalisuustestiä. Tämä tarkoittaa käytännössä myös sitä, että kuvassa 11.4 näkyvät luottamusrajat ovat epäluotettavia.

11.3 Bandgap-jännitereferenssi

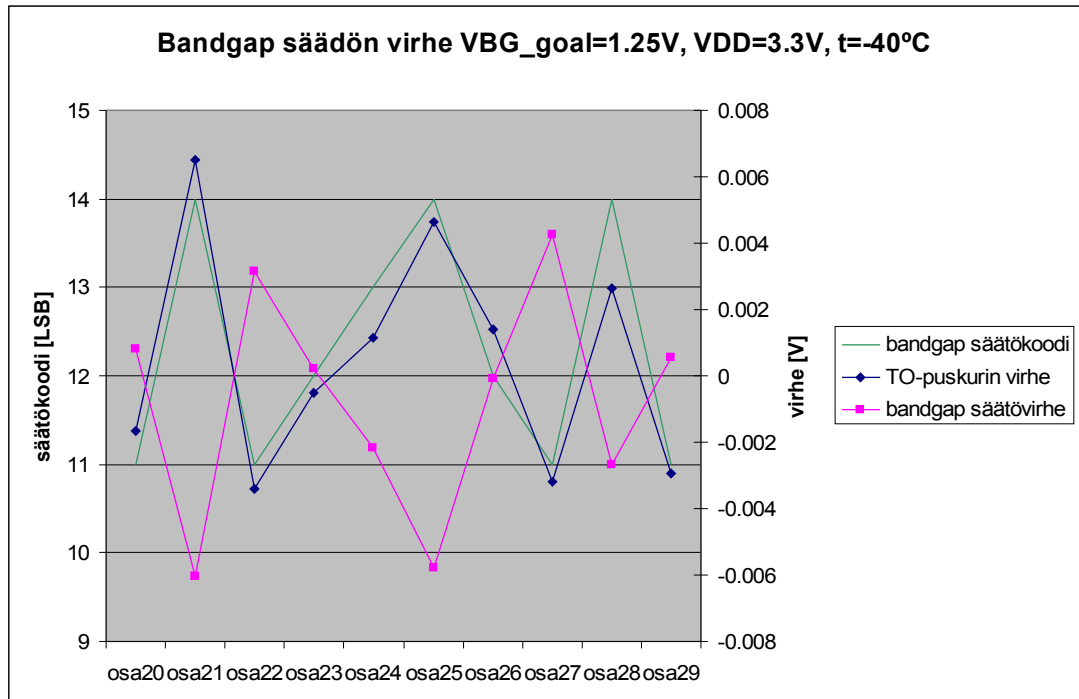
Piirin bandgap-jännitereferenssiä käytetään anturin itsetestauksen varauspumpun referenssinä sekä sisäisen oskillaattorin säätämisessä. Se vaikuttaa piirin UVLO-tasoihin (Undervoltage Lockout) ja siitä muodostetaan piirin tärkeät referenssijännitteet V_{refp} , V_{refn} ja V_{agnd} , joilla on suora vaikutus signaalipolkuun. Tämän vuoksi bandgap vaikuttaa A/D-muuntimen muunnokseen, joten sillä on suora vaikutus piirin mittaustarkkuuteen. Siksi on tärkeää, että bandgapin käyttäytyminen tunnetaan hyvin ja

se on hyvin hallinnassa olosuhteista riippumatta. Toisaalta DC-signaalipolku on suunniteltu siten, että bandgap-jännitteen muutokset kumoutuvat teoriassa A/D-muuntimessa, koska se käyttää samoja referenssejä kuin piirin analogiaosa

$$V_{ADref} = \frac{V_a - V_{refn}}{V_{refp} - V_{refn}}. \quad (51)$$

Kaavassa 51 on esitetty A/D-muuntimelle kriittinen suure V_{ADref} , josta varsinainen muunnos suoritetaan. Parametri V_a on analogiaosan analoginen signaali, johon referenssijännitteiden muutokset vaikuttavat. Kaavan 51 esittämällä tavalla referenssijännitteiden vaikutus kumoutuu, jolloin A/D-muunnos on periaatteessa immuuni referenssijännitteille. Ongelmia suorituskyvyn kannalta saattavat kuitenkin aiheuttaa erilaiset epäideaalisuudet sekä nopeat muutokset tai häiriöt referenssijännitteissä, joiden kumuloituminen piirin eri osiin saattaa vaihdella.

Bandgap voidaan säätää piirin EEPROM:lla olevien kontrollibittien avulla. Näiden bittien avulla voidaan muuttaa sarjaresistanssin määrää bandgap-ytimessä, jolloin jännite muuttuu referenssivirran ollessa vakio (10 μ A). Kuvassa 11.6 tarkastellaan bandgapin säätökoodin, säätövirheen sekä TO-puskurin virheen välistä riippuvuutta mitattujen osien välillä. Piirin TO/PWM-kontaktijalalla on sekä digitaalinen että analoginen puskuri testimoodeja sekä PWM-signaalin ajamista varten. Puskurit on myös mahdollista ohittaa suorilla testimoodeilla, mutta tällöin kuorman tulisi olla maksimissaan muutaman pF:n luokkaa luotettavan toiminnan varmistamiseksi. Tästä syystä käytännössä kaikki mittaukset tehtiin puskureiden läpi.



Kuva 11.6: Bandgap-säädön virheen suhde TO-puskurin virheeseen sekä säätökoodiin.

Kuvasta 11.6 voidaan selvästi havaita TO-puskurin virheen vaikutus bandgapin säädölle. Ilmiö on vastaava jokaisella käyttöjännitteellä ja kaikissa lämpötiloissa. Mitä suurempi on TO-puskurin virhe, sitä suurempi on bandgap-säädön virhe. Myöskin bandgap-säätökoodi on suoraan verrannollinen TO-puskurin virheeseen. Tämä tarkoittaa myös sitä, että bandgapin säätöarvo voi poiketa useamman bitin ideaalisesta arvostaan TO-puskurin virheestä johtuen. Alle 10mV:n virhe bandgapin säädössä on kuitenkin signaalipolun DC-muunnoksen kannalta merkityksetön. Toisaalta se aiheuttaa teoriassa noin prosentin kasvun oskillaattorin taajuuteen sekä saman suuruisen laskun korkeisiin anturin poikkeutusjännitteisiin itsetestauksessa. Näillä voi olla merkitystä joidenkin sovelluksien kannalta.

Bandgap-säädön tarkkuutta voidaan analysoida myös t-testillä sillä säädön tulisi olla 1.25 V huoneenlämmössä mitattuna 3.3 V:n käyttöjännitteellä. Osien bandgap-jännitteiden keskiarvo on TO-puskurin virheen kompensoinnin jälkeen 1.2492 V ja keskihajonta 0.0026. Vapausasteen ollessa 9 saadaan testisuureen 31 arvoksi

$$t_0 = \frac{1.2492 - 1.25}{0.0026 / \sqrt{10}} = -0.9362. \quad (52)$$

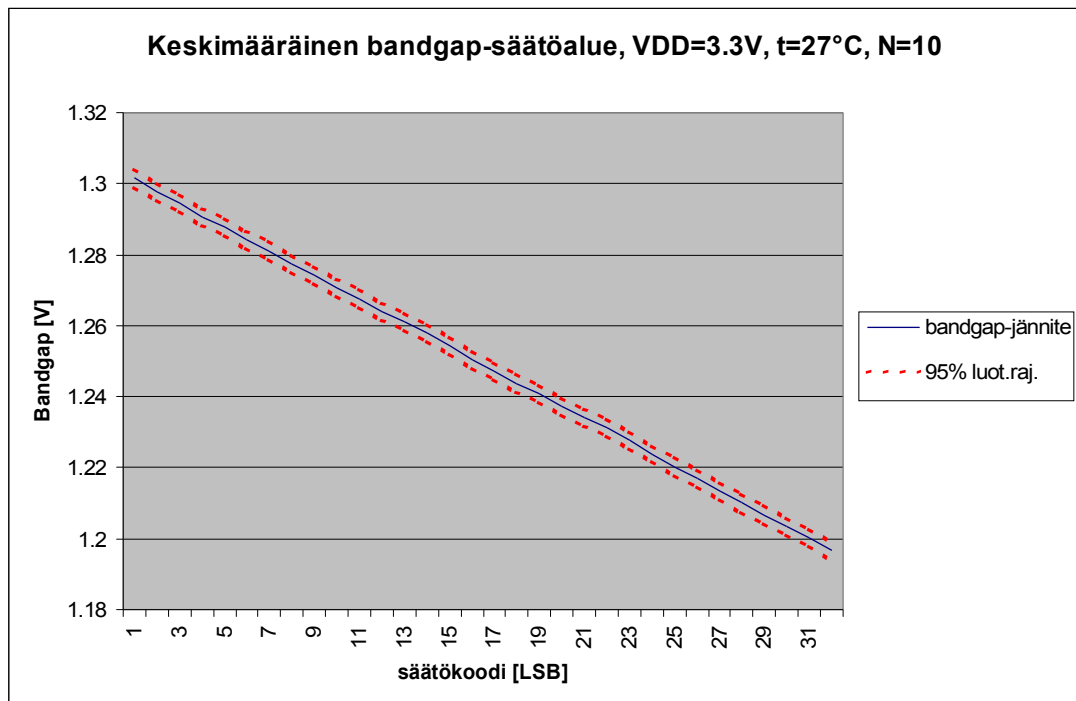
Hypoteesit ovat siis

$$H_0: \mu = 1.25 \quad \text{ja} \quad H_1: \mu \neq 1.25. \quad (53)$$

P-arvo lasketaan kaksisuuntaisessa testissä

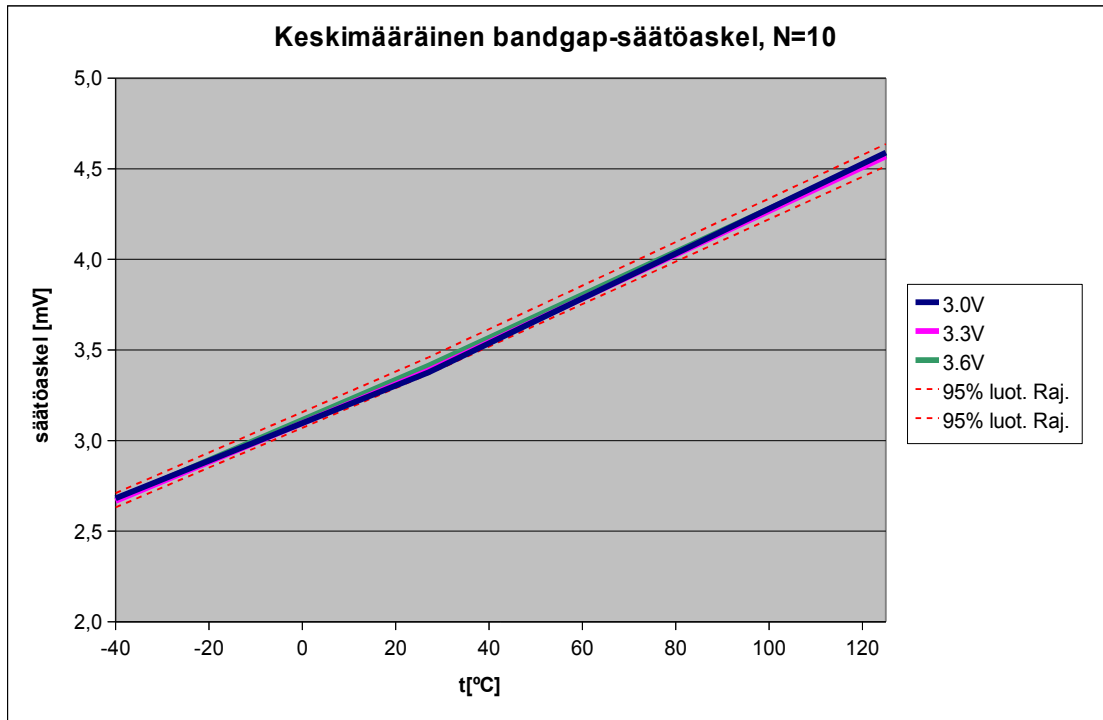
$$P_arvo = P(|T| \geq |t_0|) = 0.37. \quad (54)$$

Jos riskitasoksi on valittu esim. tyypillinen 0.05 ei nollahypoteesin hylkäykselle löydy perusteita. Eli mittaustulokset saattavat hyvinkin olla näytteitä 1.25 V:n bandgap-jännitteestä.



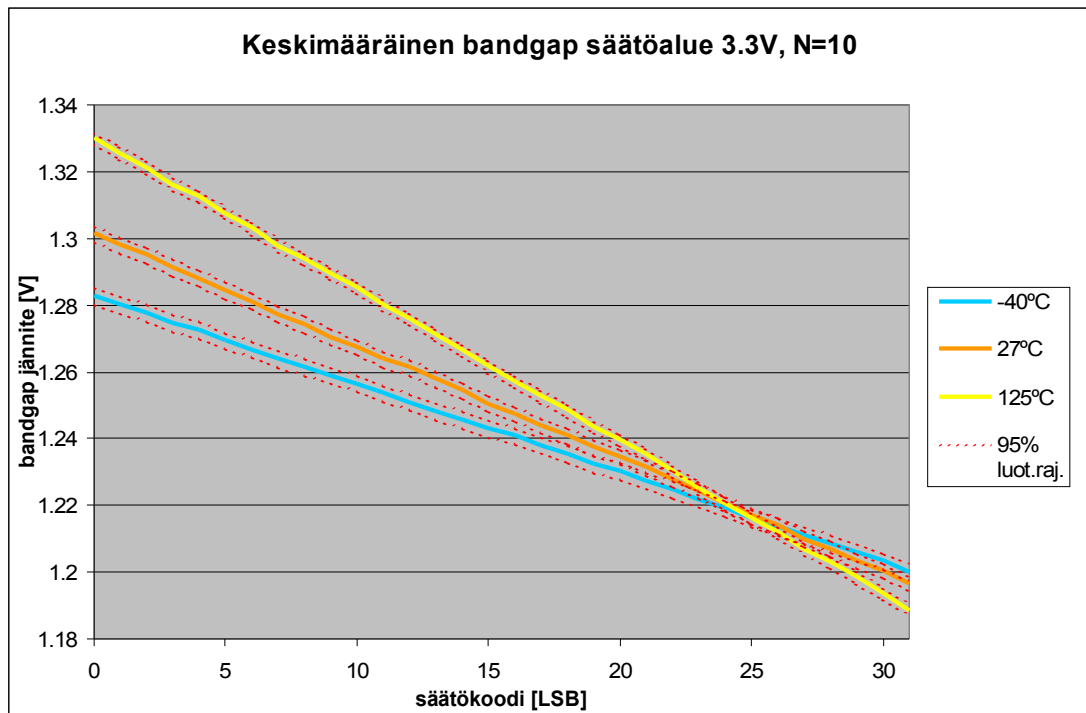
Kuva 11.7: Keskimääräinen bandgap-säätöalue huoneenlämmössä

Kuvassa 11.7 on esitetty keskimääräinen bandgapin säätöalue kymmenellä osalla normaaleissa olosuhteissa. Kuvaajasta voidaan havaita, että viritysarvo 1.25 V on onnistuttu saamaan verrattain hyvin säätöalueen keskelle.



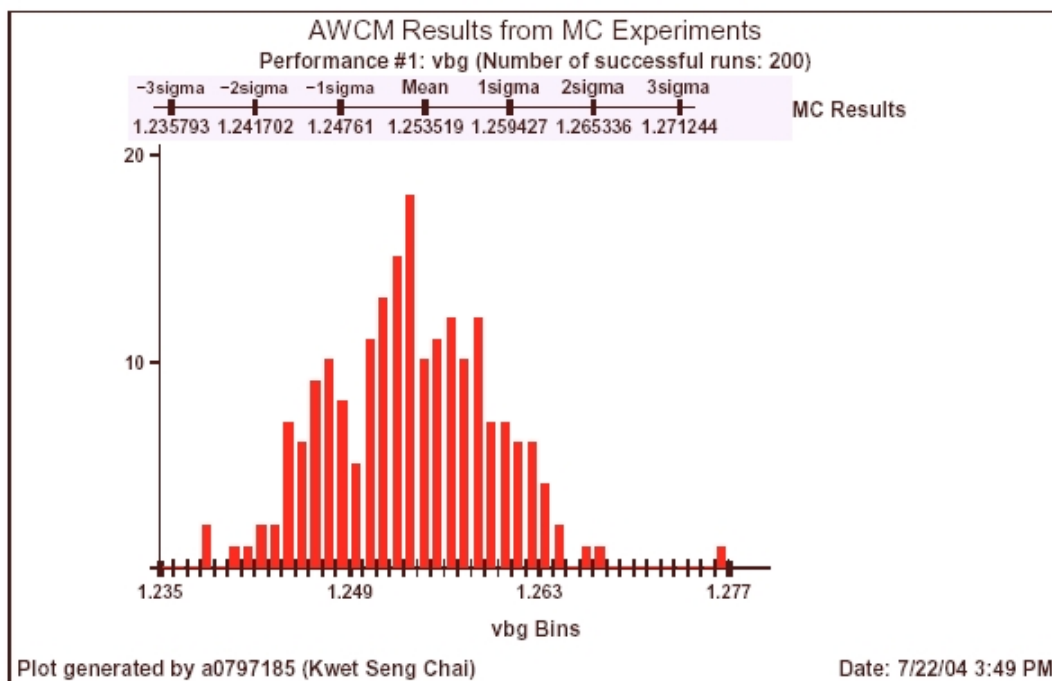
Kuva 11.8: Keskimääräinen bandgap-säätöaskel lämpötilan ja käyttöjännitteen funktiona

Kuvassa 11.8 on esitetty keskimääräinen bandgapin säätöaskel eri olosuhteissa kymmenellä osalla. Käyttöjännitteellä ei ole säätöaskeleeseen juuri minkäänlaista vaikutusta, mutta lämpötila vaikuttaa säätöaskeleeseen hyvin suuresti. Normaalissa huoneen lämpötilassa (n. 23 °C) säätöaskeleen suuruus näyttäisi olevan noin 3.3 mV. Kun tämä tieto yhdistetään kuvasta 11.6 saatuun informaatioon, saadaan vahvistusta aiemmin kappaleessa esitettyyn arvioon virityskoodin biasoitumisesta usealla bitillä sivuun ideaaliarvostaan TO-puskurin virheen ollessa suuri. Muutaman asteen vaihtelu huoneenlämmössä ei kuitenkaan näyttäisi vaikuttavan merkittävästi säätöaskeleen suuruuteen (kuvaajasta arvioiden kulmakerroin on noin 10 $\mu\text{V}/\text{aste}$). Näyttäisi siis siltä, että normaalit tuotanto-olosuhteet ovat stabiilit bandgapin säätöaskeleen kannalta.



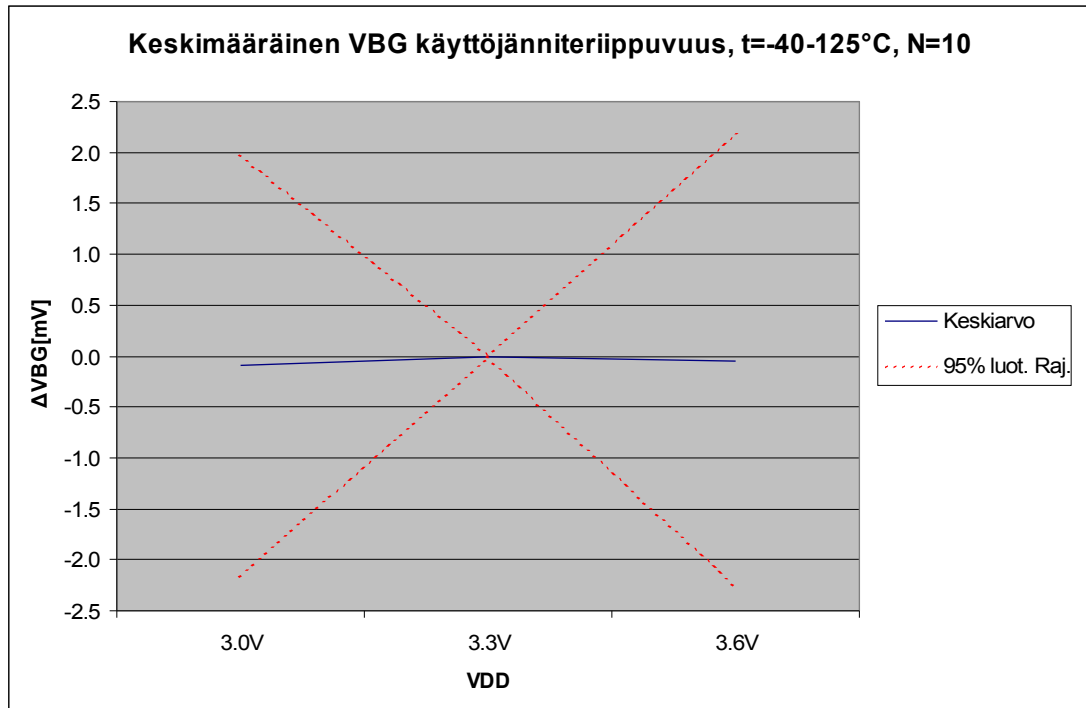
Kuva 11.9: Keskimääräinen bandgap-säätöalue eri lämpötiloissa

Kuvasta 11.9 voidaan löytää mielenkiintoinen ilmiö, joka liittyy bandgap-jännitteen lämpötilariippuvuuteen. Noin koodilla 24 ja hieman alle 1.22 V:n bandgap-jännitteellä saavutetaan tilanne, jossa bandgap-jännite on käytännössä riippumaton lämpötilasta. Mikäli jostakin syystä bandgapin vaikutus signaalipolkuun on suurempi kuin on odotettavissa, eli ratkaisevasti suurempi kuin nolla, voitaisiin periaatteessa piirin suorituskykyä parantaa säätämällä bandgap suunniteltua alemmalle tasolle. Toisaalta matalampi bandgap voi aiheuttaa ongelmia itsetestauksen poikkeusjännitteiden alenemisena ja oskillaattorin taajuuden kasvuna. Lisäksi poikkeaminen säätöalueen keskivaiheelta voi aiheuttaa ongelmia saannon kanssa, koska kasvava osa piireistä on tällöin viritysalueen ulkopuolella. Mahdollista saannon huononemaa voidaan arvioida karkeasti kuvan 11.10 perusteella.



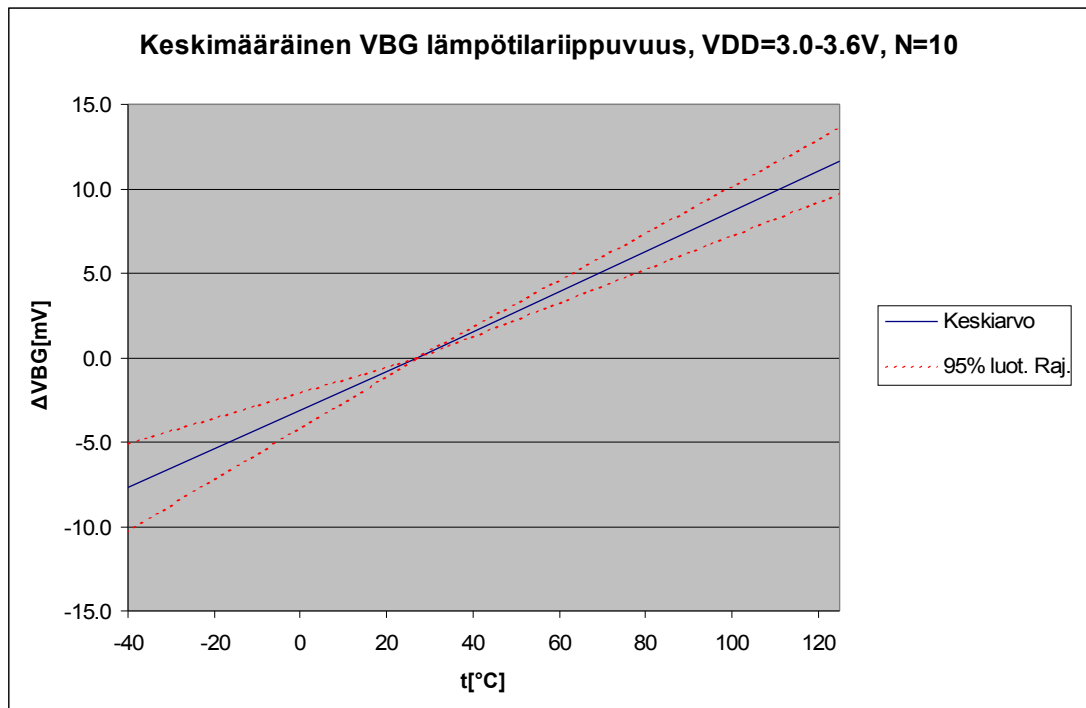
Kuva 11.10: Bandgap-jännitteen Monte-Carlo simuloinnin tulokset 200:lle osalle

Kuvassa 11.10 on esitetty Monte-Carlo simuloinnin tulokset 200:lle ajokerralle bandgapin säätökoodille 13. Keskihajonta simuloinnissa näyttää olleen noin 6 mV. Vastaava hajonta karakterisoinnissa samalle säätökoodille on noin 3 mV, mikä selittyy pienemmällä otoksella ja testattujen osien heterogeenisuudella. Kuvan 11.9 lämpötilalle 27 °C lasketusta käyrästä arvioiden hieman yli 20 mV:n tason siirtymä ylöspäin käyrällä aiheuttaisi sen, ettei säätö 1.22 V:iin enää onnistu. Monte-Carlo-simuloinnin keskihajontaa apuna käyttäen tämä tarkoittaa noin 3.5 sigman poikkeamista keskiarvosta. Edelleen tämä tarkoittaa sitä, ettei mittava tuotanto näillä rajoilla ole todennäköisesti järkevää saantohukan kasvaessa merkittäväksi.



Kuva 11.11: Keskimääräinen badgap-jännitteen käyttöjänniteriippuvuus

Kuvassa 11.11 on esitetty keskimääräinen bandgap-jännitteen käyttöjänniteriippuvuus kymmenellä osalla. Muutokset on esitetty suhteessa nominaalikäyttöjännitteeseen 3.3 V. Käyttöjänniteriippuvuus on hyvin pientä, luottamusrajat huomioidenkin vain muutamia millivoltteja. Piirin suorituskyvyn kannalta tällä tuskin on mitään havaittavaa merkitystä.



Kuva 11.12: Keskimääräinen bandgap-jännitteen lämpötilariippuvuus

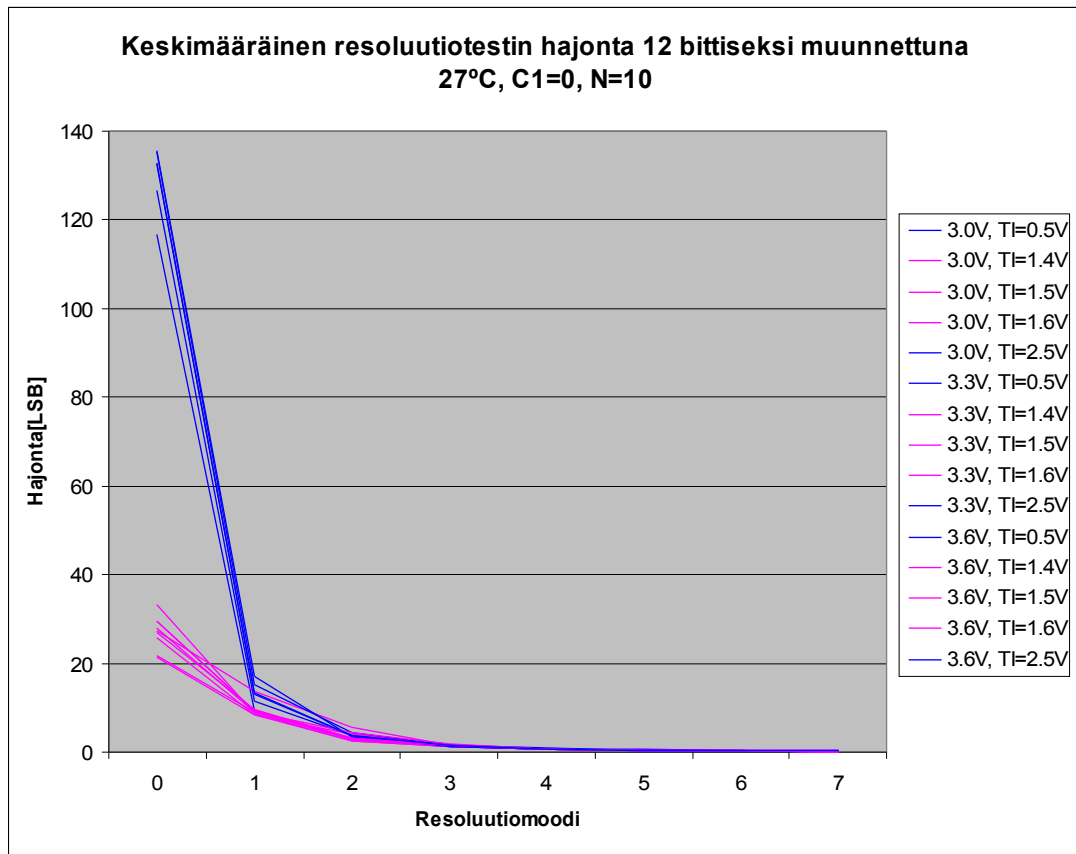
Kuvassa 11.12 on esitetty keskimääräinen viritetyn bandgap-jännitteen (1.25 V) lämpötilariippuvuus kymmenellä osalla. Muutokset on esitetty suhteessa huoneenlämpötilaan 27 °C. Lämpötilariippuvuus on noin dekadin merkittävämpi virhelähde piirin suorituskyvylle kuin käyttöjänniteriippuvuus. Tästä syystä sen vaikutus näkyy jonkin verran piirin suorituskyvissä, koska oskillaattorin taajuus vaihtelee lämpötilan mukana bandgapistä johtuen noin 2 % ja itsetestauksen poikkeutusjännitteet laskevat saman verran.

11.4 A/D-muuntimen resoluutio

Piirin analogiaosan tuottama analoginen signaali V_a muunnetaan toisen asteen $\Sigma\Delta$ -modulaattorilla yksibittiseksi sarjamuotoiseksi digitaalisignaaliksi, jota desimoimalla voidaan piiriltä saada ulos 9-16 bittiä digitaalista dataa. Muunnos suoritetaan suureesta 51, joten referenssijännitteiden heilumisen suora vaikutus signaalipolkuun kumoutuu. A/D-muuntimen toiminta vaikuttaa ratkaisevasti piirin mittaustarkkuuteen, sillä kaikki siinä olevat epäideaalisuudet kumuloituvat suoraan SPI-väylästä

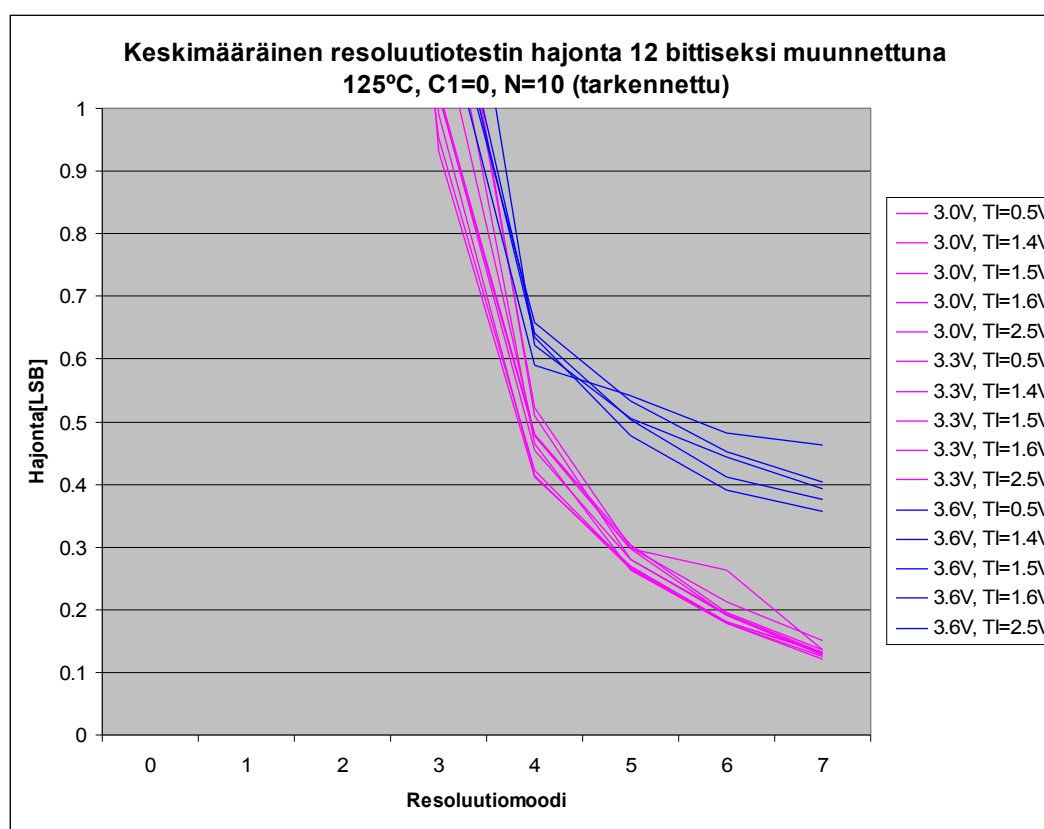
luettavaan kiihtyvyydataan. Karakterisoinnissa keskityttiin A/D-muuntimen digitaalisignaalin hajonnan analysointiin. Hajonnan avulla pyrittiin arvioimaan modulaattorin kohinaa. Karakterisoinnin mittauksissa ulkoisesti syötetty V_a vaikutti siihen, ettei referenssijännitteiden muutoksien kumoutumista tapahdu, jolloin absoluuttisesta tarkkuudesta tulee merkittävästi huonompi kuin todellisuudessa. Tämän vuoksi absoluuttiseen tarkkuuteen ei kiinnitetty testauksessa juurikaan huomiota. Toisaalta myös mittauslaitteiston kyvykyys aiheutti rajoituksia absoluuttisen tarkkuuden mittaamiselle, sillä testimoodissa herätteenä käytetyn V_a -ignaalin absoluuttinen tarkkuus oli rajallinen, johtuen mittausjärjestelystä.

Hajontaa mitattiin testimoodissa, jossa piirin TI-kontaktijalalle syötettiin tarkkuusreferenssistä ulkoinen V_a -signaali, digitaalisen signaalipolun toimiessa normaalisti. Digitaalinen data luettiin SPI-väylästä kaikilla resoluutiomodeilla ja eri suuruisilla DC-heräteillä.



Kuva 11.13: Keskimääräinen resoluutiotestin hajonta huoneenlämpötilassa 12-bittiseksi skaalattuna. Ei lämpötilakompensointia.

Kuvassa 11.13 on esitetty karakterisoinnissa mitattu keskimääräinen digitaalisanan hajonta 12-bittiseksi skaalattuna. Näin eri resoluutiomoodien vähten merkitsevä bitti on saatu vastaamaan toisiaan. Resoluutiomoodin kasvaessa myös ylinäytteistyssuhdetta kasvatetaan, jolloin teoreettinen signaalikohinasuhde parantuu 15 dB/oktaavi [Jar95]. Samalla jokaisen lisäbitin myötä, teoreettinen kvantisointikohina puolittuu. Teoriassa kuvaajan tulisi siis olla eksponentiaalisesti pienentyvä. Mitattu hajonta on kuitenkin jakautunut selvästi kahteen populaatioon, joista kumpikin näyttäisi silmämääräisesti eksponentiaalisesti pienentyvältä. Vaikka kuvaajaan ei ole merkitty luottamusrajoja hajonnalle, on sen perusteella ilmeistä, että matalissa resoluutiomoodeissa hajonta riippuu dramaattisesti muunnettavan signaalin suhteesta eri referensseihin. Lähellä referenssejä V_{refn} ja V_{refp} hajonta näyttäisi olevan noin kuusinkertainen verrattuna referenssin V_{agnd} läheisyyteen.



Kuva 11.14: Keskimääräinen resoluutiotestin hajonta 125 °C:ssa 12-bittiseksi skaalattuna. Ei lämpötilakompensointia.

Kun tarkastellaan kuvaa 11.14, jossa kuvaa 11.13 vastaava tilanne 125 °C:ssa on skaalattu y-akselin suhteen tarkemmin, huomataan vastaavan kaltainen ilmiö korkeilla resoluutioilla. Tällä kertaa

populaatioiden erottavana tekijänä näyttäisi olevan käyttöjännite yhdistettynä korkeaan lämpötilaan. Käyttöjännitteellä 3.6 V hajonta näyttäisi olevan kaikilla resoluutiomodeilla korkeampi, kuin matalammilla käyttöjännitteillä. Ero korostuu resoluutiomoodin kasvaessa, ollen resoluutiomoodilla 7 noin kolminkertainen matalampiin käyttöjännitteisiin verrattuna.

Kyseessä olevan modulaattorin eräs ominaisuus on kohinaominaisuuksien riippuminen V_a :n DC-tasosta ja resoluutiomoodista. Pienimmällä resoluutiomoodilla kohina on kuin nopeasti vaimeneva aalto V_{agnd} :n ympärillä, jonka taajuus laskee nopeasti siirryttäessä kauemmas keskikohdasta, kunnes taas äärilaidoilla kasvaa lähes eksponentiaalisesti, ilman aaltomaista ominaisuutta. Resoluutiomoodi vaikuttaa tähän siten, että pienimmällä resoluutiolla ilmiön vaikutus on suurin, mutta se vaimenee nopeasti resoluutiomoodin kasvaessa. Resoluutiomoodin kasvun myötä myös kohinan maksimi ja minimipaikat siirtyvät kohti mittausalueen äärilaitoja. Samalla äärilaitojen kohinamaksimit pienentyvät nopeasti. Näin ollen ensimmäinen kohinamaksimi saavutetaan hyvin kapealla kaistalla V_{agnd} :n ympärillä ja kohinaminimi samalla tavalla kapeahkolla kaistalla molemmien puolien V_{agnd} :tä. Seuraavat kohinamaksimit saavutetaan jo selvästi loimemmin ja niiden suuruus on murto-osa ensimmäisestä. Samoin seuraavat minimi ovat enää tuskin havaittavia.

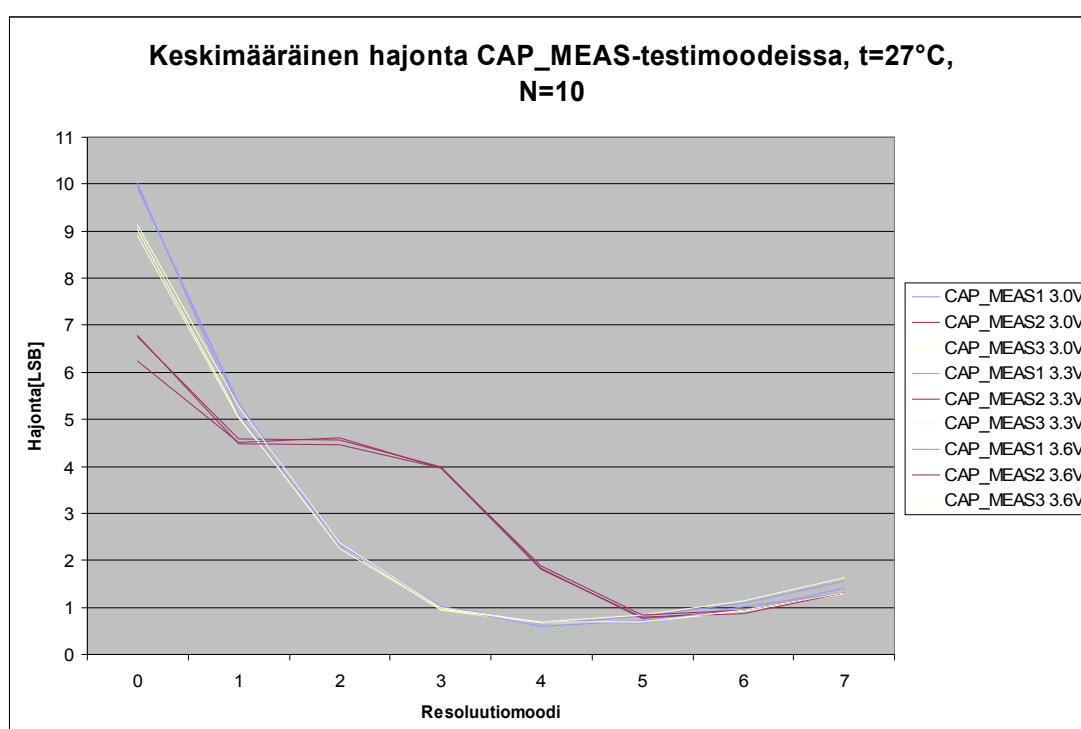
Edellä mainitut muuntimen ominaisuudet selittävät korkeat hajonnat 0.5 V:n ja 2.5 V:n herätteillä sekä niiden nopean vaimenemisen resoluutiomoodin kasvaessa.

Korkeassa lämpötilassa 3.6 V:n käyttöjännitteellä olevan korkeamman hajontatason syyt ovat vaikeammin analysoitavissa, sillä muuntimen ominaisuuksiin sillä ei pitäisi olla suoraa vaikutusta. Yksi mahdollinen selitys tälle on korkean lämpötilan ja käyttöjännitteen aiheuttama virtojen kasvu piirillä ja edelleen häiriövirtojen kasvu. Toisaalta tuloksen voi aiheuttaa myös mittaustilanteiston häiriöiden lisääntyminen esimerkiksi testattavan osan käyttöjännitereguloinnin kautta.

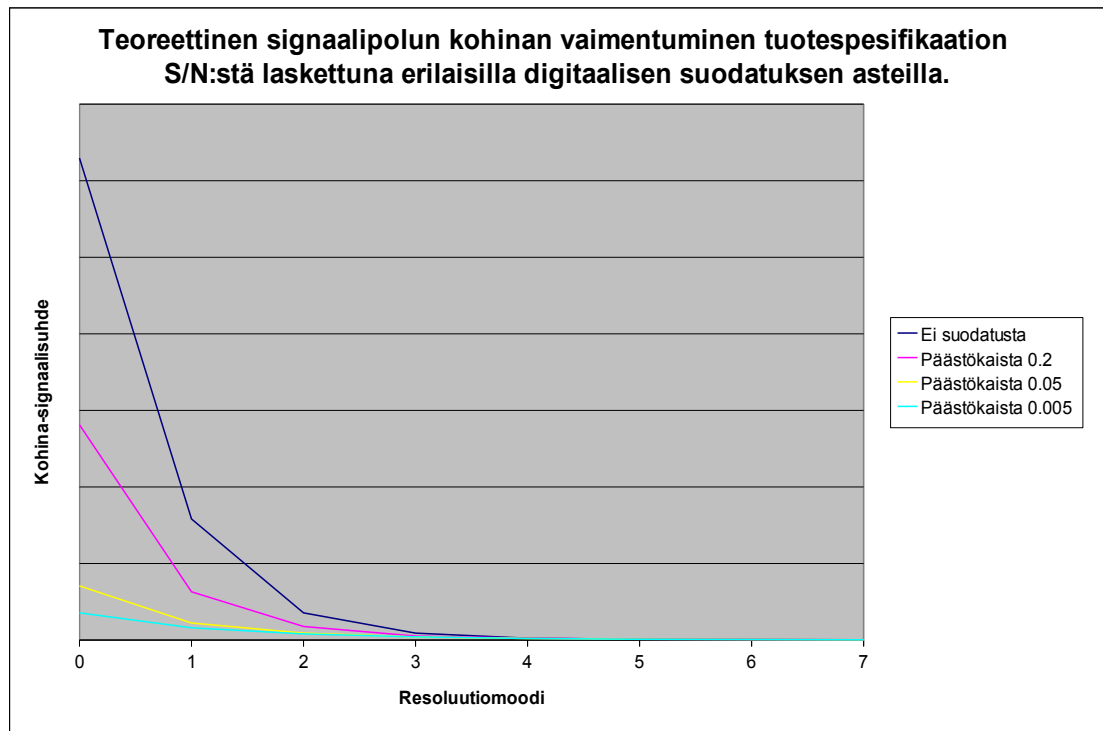
11.5 Suorituskyky sisäisillä testikondensaattoreilla

Piirin sisäisiä testikondensaattoreita hyväksikäyttävät testimoodit ovat sekä tuotantotestauksen että mahdollisen vika-analyysin kannalta tärkein yksittäinen tapa mitata piirin kyvykkyyttä. Piille prosessoitujen kondensaattorien avulla voidaan korvata kiihtyvyyssanturin signaali kolmessa staattisessa kiihtyvyydessä: -1g (testimoodi CAP_MEAS1), 0g (testimoodi CAP_MEAS2) ja +1g (testimoodi CAP_MEAS3). Näin piirin koko signaalipolku on testattavissa ilman kiihtyvyyssanturia. Karakterisoinnin näkökulmasta sisäisten testikondensaattoreiden avulla voidaan signaalipolku testata

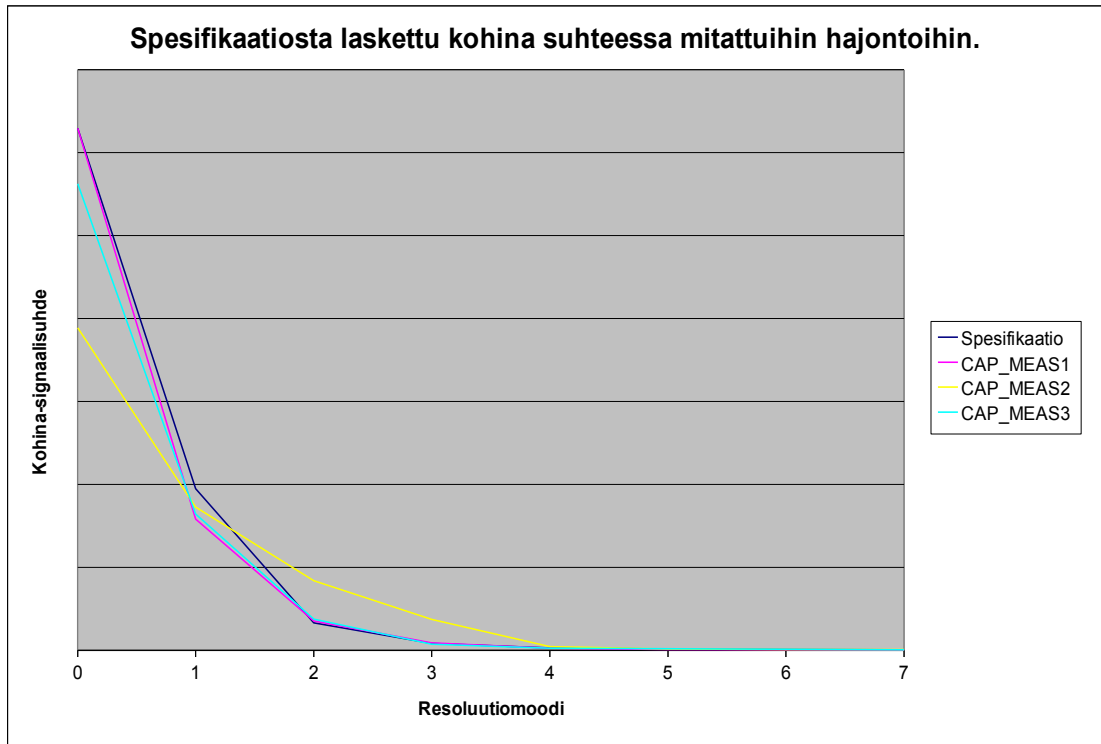
ilman anturilta tulevaa mekaanista kohinaa, joka on merkittävä häiriölähde kiihtyvyysanturiin perustuvaa tuotetta testattaessa. Testikondensaattoreilla saatavat mittaustulokset antavat parhaan kuvan piirin todellisesta suorituskyvystä lämpötilan ja käyttöjännitteen funktiona, koska ulkoiset häiriölähteet on minimoitu. Näiden testimoodien absoluuttiset arvot eivät ole karakterisoinnin kannalta kiinnostavin parametri, vaan lähinnä suhteellinen tarkkuus. Absoluuttinen tarkkuus on lopputuotekohtainen parametri, johon vaikuttavat monet seikat kuten tuotteen viritys, analogiavahvistus, digitaalinen vahvistus ja anturityyppi. Tämän vuoksi sille ei ole määritelty raja-arvoja ASIC:n spesifikaatioon.



Kuva 11.15: Keskimääräinen signaalipolun hajonta sisäisillä testikondensaattoreilla mitattuna huoneenlämmössä. Ei suodatusta. Huom! Resoluutiomoodi 0 LSB = Resoluutiomoodi 1 LSB x 2 jne. AGAIN=2 ja DGAIN=108, muut 0.



Kuva 11.16: Teoreettinen signaalipolun kohinan vaimentuminen digitaalisen suodatuksen eri asteilla.

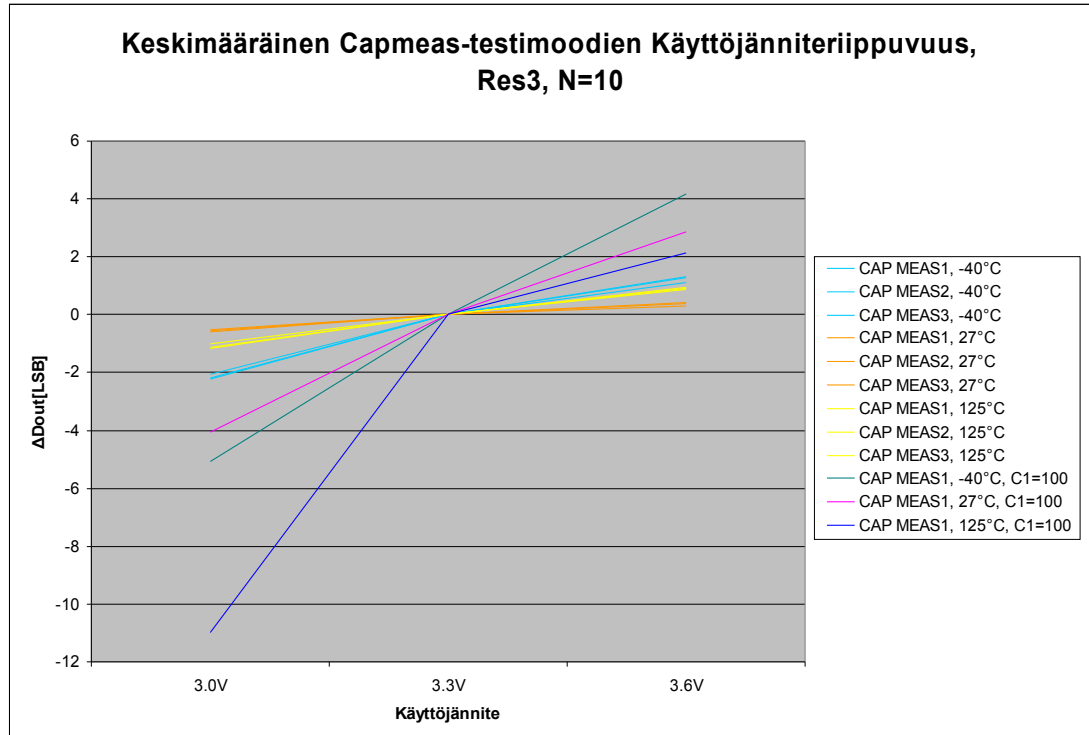


Kuva 11.17: Spesifikaatiosta laskettu kohina suhteessa mitattuihin hajontoihin, $t=27\text{ }^{\circ}\text{C}$ ja $VDD=3.3\text{V}$. Mitatut arvot on normalisoitu laskettuihin arvoihin resoluutiomoodissa 0 ja testimoodissa CAP_MEAS1. AGAIN=2 ja DGAIN=108, muut 0.

Kuvassa 11.15 on esitetty signaalipolun hajonnan käyttäytyminen mittauksissa huoneenlämmössä. Seuraavassa kuvassa 11.16 on esitetty teoreettinen signaalipolun kohina-signaalisuhteen vaimentuminen spesifikaation S/N:stä laskettuna. Kuvassa 11.17 on molempien edellisten kuvaajien informaatiota yhdistelty siten, että kaikkien käyrien LSB:t vastaavat toisiaan. Kuvaajien 11.15 ja 11.16 y-akselit on yhdistetty kuvaan 11.17 siten, että resoluutiomoodissa 0 spesifikaatiosta laskettu arvo ja testimoodissa CAP_MEAS1 mitattu arvo on merkitty yhtä suuriksi. Skaalauksen jälkeen mitatut arvot etenkin testimoodeissa CAP_MEAS1 ja CAP_MEAS3 näyttävät uskottavilta. Tosin on huomioitava, että y-akselin skaalauksesta johtuen kohina-signaalisuhteen absoluuttiset arvot eivät mahdollisesti vastaa toisiaan, mutta käyrän muoto on oikea. Suoritettu mittaus ei ollut missään tapauksessa S/N-mittaus ja ulkoiset häiriöt pääsivät suhteellisen vapaasti kytkeytymään mitattavaan osaan. Skaalauksen avulla mittauksen mahdollisesti korkeakin peruskohinataso saadaan suodatettua pois ja näin päästään käsiksi kohinan/hajonnan muutoksien tarkasteluun. CAP_MEAS2 testimoodissa saadut tulokset vaativat pientä analyysiä.

Kuvasta 11.15 erottuu kaksi populaatiota, joiden käyttäytyminen poikkeaa toisistaan selvästi. 0g:n testikondensaattoreilla eli CAP_MEAS2 testimoodissa tehdyt mittaukset käyttäytyvät eri tavalla kuin muissa testimoodeissa tehdyt mittaukset. Hyvä ehdokas ilmiön selitykselle löytyy kun peilataan

mittausta edellisen kappaleen resoluutiotestin tuloksiin. CAP_MEAS2-testimoodin heräte vastaa kutakuinkin V_{agnd} :n suuruista herätettä. Tällöin kohinamaksimit ja minimi vaihtuvat nopeasti siirryttäessä kauemmas V_{agnd} :stä etenkin matalimmalla resoluutiomoodilla. Kuvaajan ilmiö johtuu todennäköisesti tällaisesta kohinamaksimin liikkumisesta resoluutiomoodin kasvun mukana CAP_MEAS2-testimoodin mittausalueen yli, aiheuttaen poikkeavan kuvaajan.



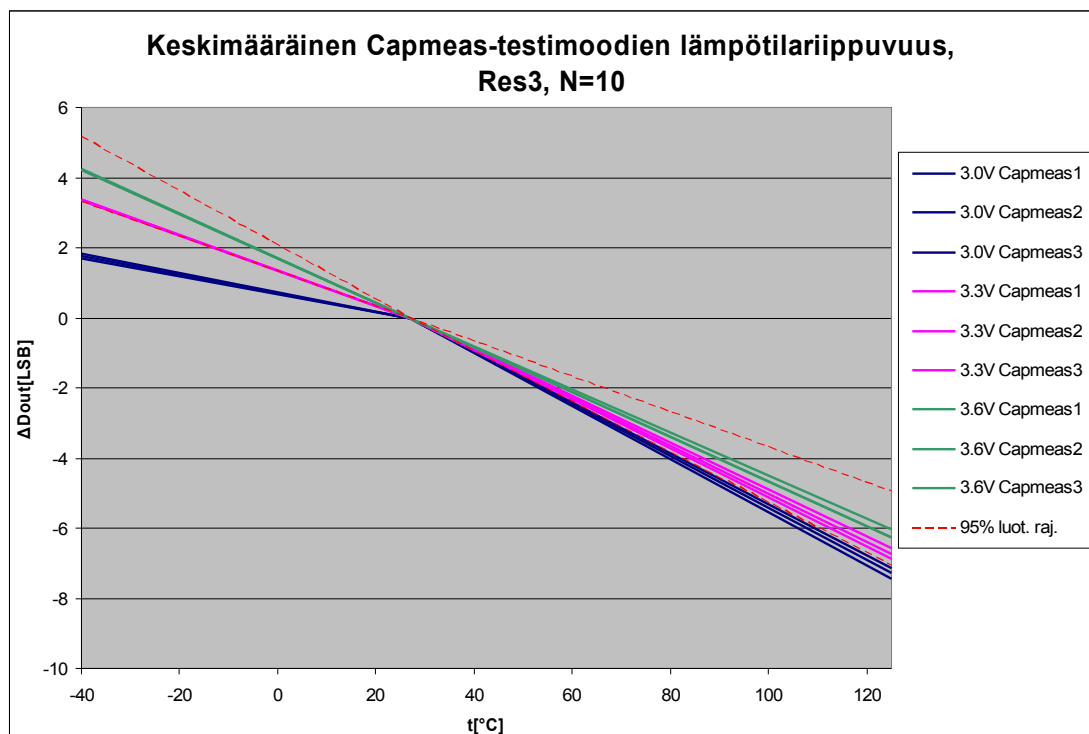
Kuva 11.18: Keskimääräinen CAP_MEAS-testimoodien käyttöjänniteriippuvuus 12-bittisessä resoluutiomoodissa eri lämpötiloissa sekä lämpötilakompensoinnilla että ilman. AGAIN=2 ja DGAIN=108, muut 0 paitsikuvaajaan merkityissä C1=100.

CAP_MEAS testimoodien mittauksissa käyttöjänniteriippuvuus on yksi mielenkiintoisimmista suureista lopputuotteen kannalta, sillä se määrittää yhdessä lämpötilariippuvuuden kanssa piirin absoluuttisen tarkkuuden. Tarkkuus on yksi tärkeimpiä myyntiargumentteja lopullisen tuotteen kannalta.

Kuvassa 11.18 on esitetty keskimääräinen käyttöjänniteriippuvuus CAP_MEAS testimoodeissa kaikissa mittaustilanteissa sekä myös lämpötilakompensointi päällä (C1=100) 12-bittisessä resoluutiomoodissa. Vastaavat kuvaajat muissa resoluutiomoodeissa ovat hyvin saman kaltaisia. 95 %:n luottamusrajat ovat lämpötilakompensoitamattomissa tapauksissa tyypillisesti alle 0.5 LSB:n haarukassa, mutta lämpötilakompensoinnilla erityisesti 125 °C:ssa kohina on selvästi suurempaa ja

luottamusrajat usean LSB:n luokkaa. Vaikka kuvaan ei ole selvyyden vuoksi merkitty luottamusrajoja, voidaan siitä päätellä luottamusrajojen suuruusluokan mielessä pitäen, että lämpötilakompensoinnin käyttäminen saattaa lisätä piirin käyttöjänniteriippuvuutta. Erityisen vakuuttuneita asiasta voidaan olla 125 °C lämpötilassa. On tosin huomioitava, että karakterisointi tehtiin lämpötilakompensoimattomilla osilla, jolloin kompensoinnin salliminen aiheuttaa satunnaisen lineaarisen virheen digitaalisanaan. Tällä voi olla myös vaikutusta käyttöjänniteriippuvuuteen. Testimoodien välillä ei näyttäisi olevan eroa, mutta pieni ero eri lämpötilojen välillä saattaa olla olemassa. Jos lämpötilakompensoinnin jättää huomiotta, näyttää käyttöjänniteriippuvuudella olevan tilastollinen merkitys 95 %:n luottamustasolla, mutta suuruusluokka on pieni.

Piirin lämpötilakompensointi toteutetaan sisäisellä lämpömittarilla, jonka ulostulo muunnetaan digitaalseksi ensimmäisen asteen $\Sigma\Delta$ -modulaattorilla. Digitoitu lämpötila lisätään sopivan skaalauksen jälkeen varsinaiseen (kiihtyvyyss)anaan. Tällä tavoin voidaan periaatteessa kompensoida piirin ensimmäisen kertaluvun lämpötilariippuvuus. Kuvan 11.18 perusteella näyttäisi kuitenkin siltä, että mahdollinen lämpötilariippuvuuden parantuminen huonontaa käyttöjänniteriippuvuutta.



Kuva 11.19: Keskimääräinen CAP_MEAS-testimoodien lämpötilariippuvuus 12-bittisessä resoluutiomoodissa. $AGAIN=2$ ja $DGAIN=108$, muut 0. Lisäksi 95 %:n luottamusrajat tapaukselle 3.6V CapMeas3.

Toinen tärkeä suorituskyykyyn liittyvä piirin ominaisuus on lämpötilariippuvuus, jonka tiedetään kokemuksesta olevan dominoivampi kuin käyttöjänniteriippuvuus. Kuva 11.19 näyttää vahvistavan tämän ennakko-oletuksen. Lämpötilariippuvuus näyttää selvästi suuremmalta kuin käyttöjänniteriippuvuus. Kuvaajaan on selvyiden vuoksi merkitty vain leveimmän tapauksen (3.6 V CapMeas3) luottamusrajat, josta voidaan päätellä, että ainakin äärijännitteiden välillä on merkitseviä eroja. Edellisestä huolimatta lämpötilariippuvuus näyttäisi olevan pientä.

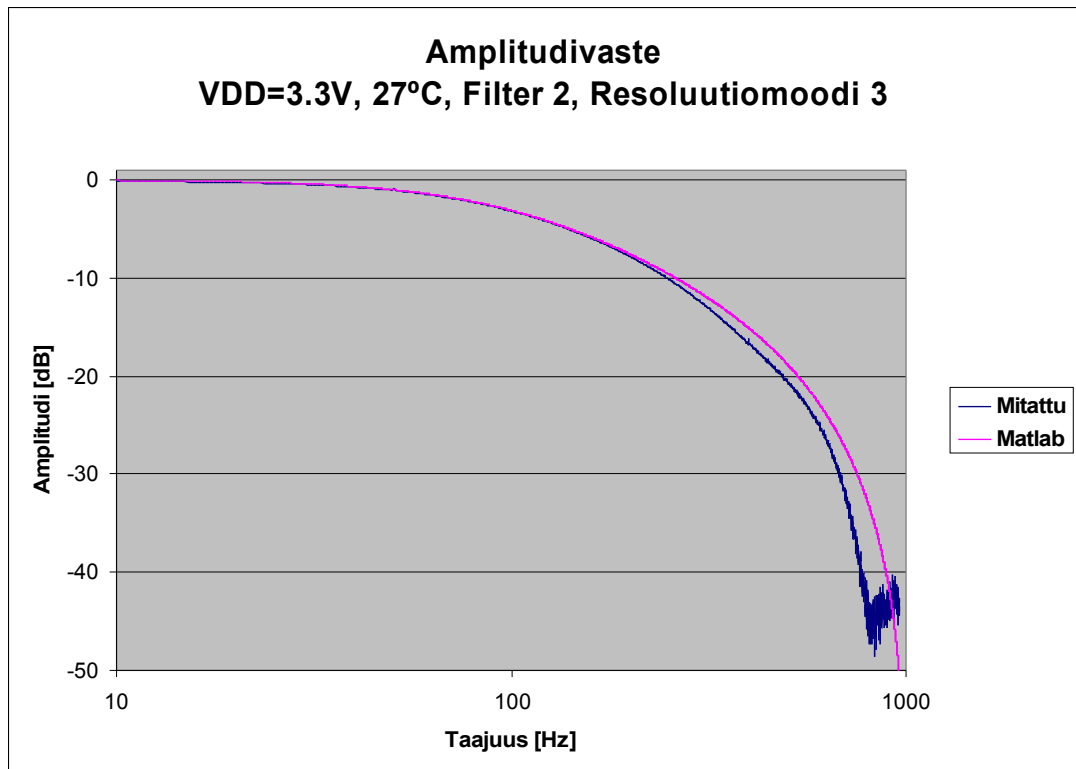
11.6 Digitaaliset suodattimet

IC014:n digitaali-osa sisältää kolme digitaalista suodatinta, joiden pääominaisuudet on esitetty taulukossa 11.9.

Taulukko 11.9: IC014:n digitaalisen suodattimen päästökaista eri jyrkkyyksillä. Kaista normalisoitu näytteistystaajuuteen $f_s=1.0$.

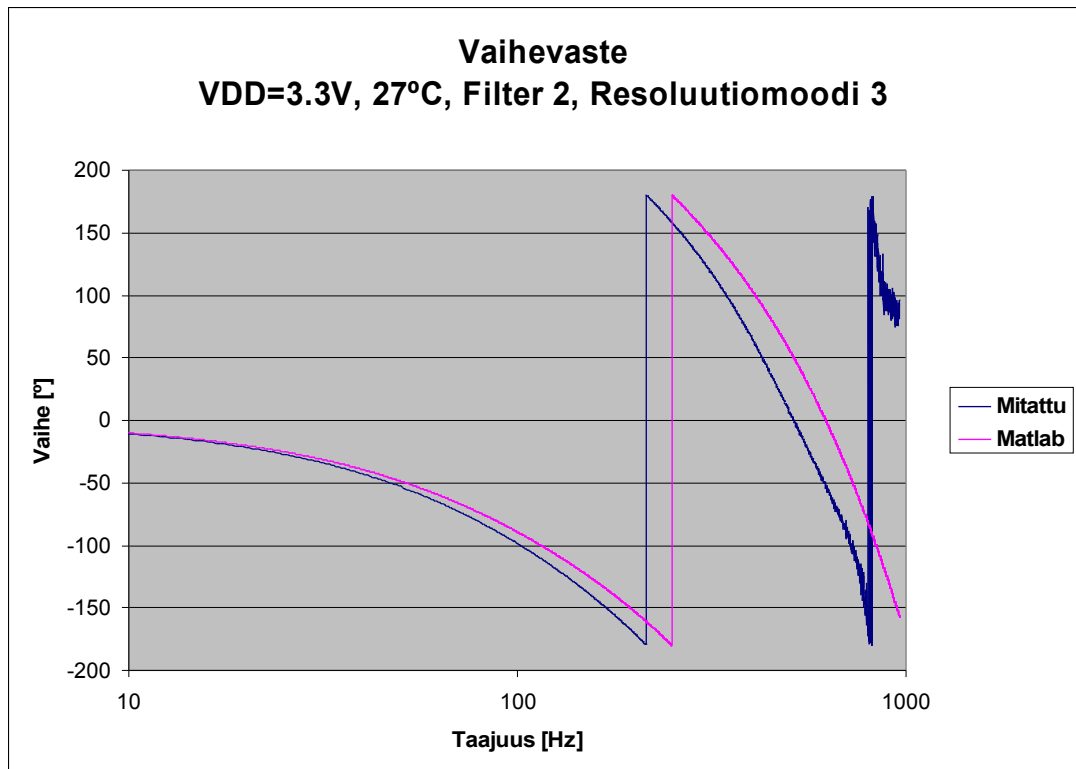
Suodatin	Päästökaista	Sulkukaista	Sulkukaistan vaimennus [dB]
Filter 1	0.2	0.45	8
Filter 2	0.05	0.45	18
Filter 3	0.005	0.45	38

Suodattimien avulla voidaan signaalipolun dataa muokata joustavasti erilaisten lopputuotteiden tarkoituksiin. Esimerkiksi kuva 11.16 näyttää selvästi kuinka matalien resoluutiomoodien signaali-kohinasuhde paranee merkittävästi digitaalisen suodatuksen ansiosta. Päästökaistaa kaventamalla saadaan täten parempi tarkkuus.



Kuva 11.20: Signaalipolun amplitudivaste tyypillisessä konfiguraatiossa

Kuvassa 11.20 on esitetty mitattu ja Matlab:lla simuloitu amplitudivaste tyypillisimmässä tapauksessa suodatinasetuksella 2. Mittauksessa vaimennus näyttäisi olevan hieman voimakkaampaa kuin Matlab simuloinneissa. Syynä tähän voi olla esimerkiksi mittausvirhe. Toisaalta simuloinneissa ei ole ollut mukana todellisella piirillä olevia SINC-suotimia, joiden vaikutus jää simuloinneissa huomioimatta. Nämä virhelähteet huomioiden mittaustulokset näyttävät amplitudivasteen osalta odotetuilta.



Kuva 11.21: Signaalipolun vaihevaste tyypillisessä konfiguraatiossa

Kuvasta 11.21 nähdään saman mittauksen vaihevasteet. Myös vaihevasteessa on nähtävissä ero mittauksen ja simuloinnin välillä. Vaihejätto on mittauksissa paljon simuloitua suurempaa. Virhelähteet myös tähän lienevät samat kuin amplitudivasteessa. Mittausvirhe tai puuttuvien SINC suotimien vaikutus.

Yhtäkaikki suodinmittauksiin on pakko suhtautua virhelähteet huomioiden varauksella. Suuntaa antavina mittauksina ne ovat ihan käyttökelpoisia, mutta tarkkaan analyysiin ei niiden pohjalta ole syytä ryhtyä.

12 Pohdinta

Tämän työn tuloksena syntyi menetelmä integroidun piirin karakterisoimiseksi. Menetelmän laatua testattiin todelliseen piiriin soveltuvin osin. Työssä todistettiin normaalin konvergenssin nopea suppenevuus tyypillisessä karakterisointimittauksessa. Tämä luo luottamusta työssä esiteltyihin yksinkertaisiin normaalijakaumaan perustuviin tilastollisiin menetelmiin mittausten analysoimiseksi. Lisäksi työssä yritettiin antaa vaihtoehtoisia menetelmiä näytevalinnan ongelmiin, joiden tehokkuutta ei kuitenkaan päästy koettelemaan käytännössä.

Mittauksissa kyettiin määrittämään IC014:n virrankulutus normaalissa ja vähävirtaisessa moodissa. Normaalmoodin virrankulutus oli mittausten perusteella noin 5.2 mA ja vähävirtaisen moodin virrankulutus noin 37 μ A. Mittauksissa kävi myös ilmi, että vähävirtaisessa moodissa virrankulutus on käytännössä yksinomaan piirin analogiaosan kulutusta, sammutetun digitaaliosan kulutuksen ollessa noin 50 nA:n luokkaa. Mittaukset kokonaisvirrankulutuksen osalta olivat odotetun kaltaisia.

Kun piirin virrankulutusta mitattiin eri käyttöjännitteillä sekä eri lämpötiloissa, saatiin vahvistusta simulointien mukaiselle käyttöjänniteriippuvuudelle. Sen sijaan lämpötilariippuvuudelle -40 °C:n ja 27 °C:n välille ei työssä kyetty saamaan merkitsevää eroa 95 %:n luottamustasolla, vaikka keskiarvoissa ero onkin nähtävissä. Simuloinneista poikkeavana ilmiönä havaittiin digitaaliosan räjähdysmäinen virrankulutuksen kasvu vähävirtaisessa moodissa 125 °C:n lämpötilassa. Tämä ilmiö todettiin erittäin suurella todennäköisyydellä johtuvan subthreshold-virran kasvusta, joka on normaali ilmiö CMOS-transistoreilla.

Bandgap-jännitteen säätövirheen ja TO-puskurin offset-virheen välille löydettiin riippuvuus, joka saattaa aiheuttaa usean bitin säätövirheen bandgap:in säätökoodiin. Tutkittaessa bandgap:in säätöaluetta eri lämpötiloissa havaittiin, että säätökoodilla noin 24 ja bandgap-jännitteellä noin 1.22 V saavutetaan tilanne, jossa bandgap-jännite on riippumaton lämpötilasta. Tämä tieto saattaa olla hyödyllinen joidenkin sovelluksien kannalta, mutta samalla Monte-Carlo simulointeihin perustuen saatetaan menettää tuotteen massatuotantokelpoisuus.

A/D-muuntimen hajonnassa havaittiin selkeitä eroavaisuuksia jännitealueesta riippuen. Resoluutiomoodilla 0 hajonta 0.5 V:n ja 2.5 V:n jännitteellä oli mittausten mukaan noin nelinkertainen verrattuna 1.4 V:n, 1.5 V:n ja 1.6 V:n jännitteisiin. Ilmiön syynä on todennäköisesti käytetyn muunnintyyppin ominaisuus, mikä aiheuttaa kohinan vaihtelua eri jännitealueilla. Tämä tarkoittaa käytännössä sitä, että matalilla resoluutiomodeilla piirin tarkkuus vaihtelee merkittävästi mitattavan signaalin suuruuden mukaan.

Piirin sisäisillä testikondensaattoreilla mitattiin koko signaalipolun käyttäytymistä eri käyttöjännitteillä ja lämpötiloissa. Mittaus oli yksi karakterisoinnin tärkeimmistä, sillä sisäisillä testikondensaattoreilla mitattu suorituskky määrittää pitkälle koko piirin suorituskvyn. Käyttöjänniteriippuvuus tässä testimoodissa oli mittausten mukaan vähäistä, maksimissaan 2-3 LSB:n luokkaa, mikäli lämpötilakompensointia ei käytetty. Lämpötilakompensoinnin ollessa päällä arvolla $C1=100$ käyttöjänniteriippuvuus kasvoi selvästi ollen $125\text{ }^{\circ}\text{C}$:n lämpötilassa peräti 12 LSB:n luokkaa. Tämä oli merkittävä löydös, sillä lämpötilakompensoinnin käyttö näyttäisi merkittävästi lisäävän käyttöjänniteriippuvuutta. Tältä osin piirin suunnittelu näyttäisi epäonnistuneen.

Mittauksia suorittaessa törmäsin ongelmaan, johon en osannut lainkaan etukäteen varautua. Mittaustietoa tuli valtava määrä ja analyysimenetelmäni perustuivat käytännössä Excel:n ja Minitab:n käyttöön. Osin syynä tähän oli se, ettei tuohon aikaan mitään yhteneväistä menetelmää karakterisoinnille ollut käytettävissäni, joten jouduin opiskelemaan asioita paljolti kantapään kautta.

Musertavaan tietomäärään törmäminen opetti minulle kuitenkin tärkeän läksyn omasta oppinäytetyöstäni. Karakterisoinnissa ennakkökäsitysten merkitys korostuu tilastollisen analyysin rinnalla. Mittausten ja analysoinnin määrä tulee yrittää minimoida, eikä se onnistu ilman *a priori* oletuksia. Tämänkin jälkeen tarvitaan vielä paljon analyysiä, joten automaattinen menetelmä olisi joka tapauksessa tarpeen. Edellisestä lienee aineksia useampaankin diplomityöhön, kuten myös tämän työn aihepiiristä.

Kappaleessa 6.1 käytiin lävitse testin erotuskky ja teho karakterisoinnin näkökulmasta. Beetariskin merkitys näyttää selvästi aliarviodulta. Perinteisesti prosessinhallinnassa beetariskiä on pidetty ns. asiakasriskinä, mutta VTI:llä *karakterisoinnissa beetariskin merkitys on erityinen, sillä asiakasriski kaatuu yritykselle itselleen ja virheellinen päätös voi johtaa ongelmiin prosessin ja tuotteen suorituskvyn kanssa.*

Valmistusprosesseissa yleistävä kuuden sigman (engl. six sigma) filosofia edellyttää käytännössä prosessin täydellistä hallintaa, eikä sitä voida edes teoriassa saavuttaa ilman huolellista näytteiden valintaa prosessin kontrolloinnissa. Tämä tarkoittaa sitä, että koko populaation hajonta pysyy niin pienenä, että poikkeaminen parametrin keskiarvosta kuuden keskihajonnan verran ei vielä johda hylkäämiseen. Näytteiden on oltava suuria, jotta estimaattorit olisivat mahdollisimman harhattomia. Estimaattori ei suuresta näytteestä huolimattakaan ole välttämättä hyvä, sillä koko populaation jakauma suppenee hitaasti kohti normaalijakaumaa, jos ollenkaan. Lisäksi normaalisuus populaation jakauman mallina on kauemmas odotusarvosta siirryttäessä epätarkentuva, johtuen suoraan jakauman luonteesta. Alhaisten todennäköisyyksien hallinnassa yhdenkin näytteen merkitys korostuu, jolloin yhden näytteen tulos voi muuttaa merkittävästi kuuden sigman rajoja.

Normaalijakauman käyttö nimenomaan *populaation* jakauman mallina on tässä tapauksessa allekirjoittaneen mielestä vähintäänkin kyseenalainen, vaikka sitä vaihtelevalla menestyksellä käytetäänkin yleisesti teollisuudessa kuuden sigman tavoitteeseen pääsemiseksi. Todennäköisyyksien arviointi kuuden keskihajonnan päässä odotusarvosta on hyvin harhaista, joten paremmalle mallille tai menetelmälle olisi tässä tarkoituksessa kysyntää. Tässä yhteydessä on myös muistettava, että *normaalijakauma on vain matemaattinen malli, jonka käyttö jakaumien mallina perustuu raja-arvona laskettavaan suppenevuuteen*. Vaikuttaa siltä, että tämä tosiasia on teollisuuden tarpeissa hämärtynyt. Lisäksi suppenevuuteen perustuen voidaan väittää, että mitkään käytännössä esiintyvät populaatiot eivät ole normaaleja, vaan normaalijakauma on aina harhainen estimaattori (suppenevuus on täydellistä vain äärettömälle keskiarvojakaumalle tai oikeasti normaalille jakaumalle, joka taas on puhtaasti teoreettinen jakauma). Estimaattorin hyvyys riippuu siitä kuinka pitkälle tapauskohtaisesti tuo suppenevuus on edennyt. Keskisuureita tarkasteltaessa tuo suppenevuus on nopeaa mikäli sekä otossuureet että itse mitattava suure suppenevat kohti normaalia. Populaation tapauksessa vain mitattava suure suppenee mikäli se on summaluonteinen.

Toisaalta six sigma:lla on ehkä suurempi merkitys nimenomaan filosofisena ohjenuorana, kuin eksaktina tilastollisena työkaluna. Six sigma merkitsee jatkuvan parantamisen filosofiaa, joka kieltämättä on tuonut merkittäviä parannuksia prosessien hallintaan ja jonka työkalut ovat käyttökelpoisia, vaikkei niillä tuohon filosofiseen päämääräänsä päästäisikään. Vaihtoehtoinen menetelmä perinteiselle statistiikalle saattaa olla *Bayes-päätely*, josta tässäkin työssä on säännöllisesti lukijalle mainittu ja jonka erikoistapauksena perinteinen statistiikka voidaan nähdä. Erityisesti näytevalinnassa Bayes-päätelyä on tutkittu runsaasti [esim. Fuk73, Cla06, Pez99], mutta prosessin ohjauksessa sitä on tutkittu allekirjoittaneen näkemyksen mukaan toistaiseksi aika vähän.

Viiteluettelo

- [AEC03] AEC-Q100-Rev F, *Stress Test Qualification for Integrated Circuits*, Automotive Electronics Council, Component Technical Committee, 2003
- [AEC01] AEC-Q003, *Guideline for Characterization of Integrated Circuits*, Automotive Electronics Council, Component Technical Committee, 2001
- [Cas04] Howard Castrup, *Estimating and Combining Uncertainties*, Lancaster California, 8th Annual ITEA Instrumentation Workshop, 2004
- [Che98] James Chen, Michael Orshansky, Chenming Hu, C-P Wan, *Statistical Circuit Characterisation for Deep-Submicron CMOS Designs*, IEEE International Solid State Circuits Conference, 90-91, 1998
- [Cla06] B. Clarke, Ao Yuan, *Closed Form Expressions For Bayesian Sample Size*, Institute of Mathematical Statistics, University of British Columbia and Howard University, The Annals of Statistics book, Vol. 34, No. 3, 1293–1330, 2006
- [Del02] Ralph B. Dell, Steve Holleran, Rajasekhar Ramakrishnan, *Sample Size Determination*, ILAR Journal, Volume 42, Number 4, 207-213, 2002
- [Eng03] Chelli Zey et al., *Engineering Statistics Handbook*, National Institute of Standards and Technology, U.S. Commerce Department's Technology Administration, Verkko-oppikirja, 9.8.2009, <http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/>
- [Far05] Farzan Fallah, Massoud Pedram, *Standby and Active Leakage Current Control and Minimization in CMOS VLSI Circuits*, IEICE transactions on electronics, Vol. 88, No. 4, 513-514, 2005
- [Fel96] Eric Felt, Stefano Zanella, Carlo Guardiani, Alberto Sangiovanni-Vincentelli, *Hierarchical Statistical Characterization of Mixed-Signal Circuits Using Behavioral Modeling*, Digest of Technical Papers, IEEE/ACM International Conference on Computer Aided Design, 374 – 380, 1996

- [Fuk73] Keinosuke Fugunaka, David Kessell, *Nonparametric Bayes Error Estimation Using Unclassified Samples*, IEEE Transactions on information theory, Vol. IT-19, No. 4, 434-440, 1973
- [Hei01] Martti Heinonen, *Kaasun kosteuden mittaaminen*, Mittatekniikan keskus, Julkaisu J5, 2001
- [Hög05] Harri Högmänder, *Tilastotieteen peruskurssi 2*, Jyväskylän yliopisto, Matematiikan ja tilastotieteen laitos, Luentomoniste, 2005
- [Jar95] David Jarman, *A Brief Introduction to Sigma Delta Conversion*, Intersil, Application note AN9504, 1995
- [Kan05] S-P Kantola, *Tilastotieteen perusteet*, Turun Kauppakorkeakoulu, Luentomoniste, 2005
- [Lai98] Pertti Laininen, *Todennäköisyys ja sen tilastollinen soveltaminen*, 1998
- [Len01] Russell V. Lenth, *Some Practical Guidelines for Effective Sample-size Determination*, Department of Statistics, University Of Iowa, Research Paper, 2001
- [Lew00] Roger J. Lewis, *Power Analysis and Sample Size Determination: Concepts and Software Tools*, Annual Meeting of the Society for Academic Emergency Medicine, 2000
- [Pez99] Hamid Pezeshk, John Gittins, *Sample Size Determination in Clinical Trials*, Department of Statistics, Oxford University, Research Paper, 1999
- [Rom03] Jorge Luis Romeu, *Selected Topics in Assurance Related Technologies : Anderson-Darling: A Goodness of Fit Test for Small Samples Assumptions*, Reliability Analysis Center, Department of Defence Information Analysis Center, New York, Volume 10, Number 5, 1-6, 2003
- [Sch01] Harry Scheinin, *Riittääkö otoskoko?*, SAY Luentolyhennelmä, FINNANEST Vol. 34 Nro 5, 2001
- [Sin96] Juha Sinkkonen, *Puolijohdeteknologian perusteet*, TKK, Sähkö- ja Tietoliikennetekniikan osasto, Elektronifysiikan laboratorio, Oppikirja, 262-266, 1996

-
- [Ver05] Verrill, Steve; Durst, Mark, *The decline and fall of Type II error rates*, Forest Products Laboratory, U.S. Department of Agriculture, Forest Service, Research Paper, 2005
- [VTI06a] VTI Technologies Oy, Verkkosivujen esittelyosio 5.12.2006,
<http://www.vti.fi/fi/vti/vti-lyhyesti/>
- [VTI06] VTI Technologies Oy, *SCI014 Target Specification ver.B5*, 2006
- [Wal02] Mikko Waltari, *Circuit techniques for low-voltage and high-speed A/D converter*, Electronics Circuit Design Laboratory, Department of Electrical and Communications Engineering, Helsinki University of Technology, Väitöskirja, 1-2, 2002